

REPORT OF THE 2014 ICCAT MEDITERRANEAN SWORDFISH STOCK ASSESSMENT MEETING

(Heraklion, Greece – 21 to 25 July 2014)

SUMMARY

The meeting was held in Heraklion, Greece, 21-25 July 2014. The objective of this meeting was to update the results of previous Mediterranean swordfish stock assessments, as well as to develop and to apply alternative stock assessment approaches. The Group also evaluated the effects of the management framework and provided advice on possible amendments of the various measures with a view to recover or to maintain the stock within safe biological limits while delivering economically viable fishing activity.

RÉSUMÉ

La réunion a eu lieu à Héraklion, Grèce, du 21 au 25 juillet 2014. L'objectif de cette réunion consistait à actualiser les résultats des évaluations antérieures de l'espadon de la Méditerranée et de développer et d'appliquer d'autres approches d'évaluation des stocks. Le Groupe a également évalué les effets du cadre de gestion et a fourni un avis sur les amendements éventuels aux diverses mesures, en vue de rétablir ou de maintenir le stock à l'intérieur de limites biologiques de sécurité, tout en permettant une activité de pêche économiquement viable.

RESUMEN

La reunión se celebró en Heraclión, Grecia, del 21 al 25 de julio de 2014. El objetivo de esta reunión era actualizar los resultados de evaluaciones previas de stock de pez espada del Mediterráneo, así como desarrollar y aplicar enfoques alternativos de evaluación de stock. También se evaluaron los efectos del marco de ordenación y se facilitó asesoramiento sobre posibles enmiendas de las diferentes medidas con miras a la recuperación o el mantenimiento del stock dentro de unos límites biológicos seguros que permitan una actividad pesquera económicamente viable.

1. Opening, adoption of agenda and meeting arrangements

The Meeting was held at the Hotel Astoria in Heraklion, Greece from July 21 to 25, 2014. Dr. Josu Santiago, on behalf the ICCAT, opened the meeting and welcomed participants (“the Working Group”).

Dr. George Tserpes (EU-Greece), meeting Chairperson, welcomed meeting participants and proceeded to review the Agenda which was adopted with some adjustments (**Appendix 1**).

The List of Participants is included in **Appendix 2**. The List of Documents presented at the meeting is attached as **Appendix 3**. The following participants served as rapporteurs:

- Items 1, 6 and 7: Secretariat
- Item 2: J. Neilson
- Item 3: D. Die, J. Neilson
- Item 4: L. Kell, E. Babcock
- Item 5: J. Santiago, M. Santos

2. Description and evolution of the Mediterranean swordfish fisheries

Mediterranean swordfish fisheries are characterized by high catch levels. It should be noted that average annual reported catches (on average about 13,408 t from 1988 to 2013) are similar to those of the North Atlantic, though the Mediterranean is a much smaller body of water compared to the North Atlantic. However, the potential reproductive area in the Mediterranean is probably relatively larger than that in the Atlantic. Further, the swordfish productivity of the Mediterranean Sea is thought to be very high.

Swordfish fishing has been carried out in the Mediterranean using harpoons and driftnets (drifting gillnets) at least since Roman times. Currently, with a high demand for swordfish for fresh consumption, swordfish fishing is carried out all over the Mediterranean Sea. The biggest producers of swordfish in the Mediterranean Sea in recent years (2003-2013) are Italy (41%), Morocco (14%), Greece (9%), Tunisia (8%) and Spain (10%). Also, Algeria, Cyprus, Malta, Tunisia and Turkey have fisheries targeting swordfish in the Mediterranean. Incidental catches of swordfish have also been reported by Albania, Croatia, France, Japan, Libya, Syria and Portugal. The Group recognized that there might be additional fleets taking swordfish in the Mediterranean, for example, Israel, Lebanon, Egypt and Monaco, but no data are reported to ICCAT or the FAO.

Mediterranean total swordfish landings showed an upward trend from 1965-1972, stabilized between 1973 and 1977, and then resumed an upward trend reaching a peak in 1988 (20,365 t). The sharp increase between 1983 and 1988 may be partially attributed to improvement in the national systems for collecting catch statistics. Since 1988, the reported landings of swordfish in the Mediterranean Sea have declined, and since 1990, they have fluctuated between about 10,000 to 16,000 t. In 2013, catches were 11,254 t (Task 1, **Table 1**).

In recent years (2003-2013), the main fishing gears used are surface longlines (on average, representing 84% of the annual catch) and gillnets. Since 2012, gillnets have been eliminated. **Figure 1** presents the evolution of the catches according to the fishing gear. Swordfish are also caught with harpoons and traps, and also as by-catch in other fisheries (longlines and driftnets targeting albacore, purse seines etc.).

There have been several important management initiatives by ICCAT in recent years, and a summary of the measures is provided here. ICCAT first signaled its intention to protect juvenile Mediterranean swordfish in 2003, when it stated that “In order to protect small swordfish, Contracting Parties, Cooperating non-Contracting Parties, Entities or Fishing Entities shall take the necessary measures to reduce the mortality of juvenile swordfish in the entire Mediterranean” [Rec. 03-04]. The Recommendation was made more explicit in Rec. 07-01, where a one month closure was established: “Fishing for Mediterranean swordfish shall be prohibited in the Mediterranean Sea during the period from October 15 to November 15, 2008.” Rec. 08-03 extended the closure period from 1 October to 30 November. The period of closure was extended in Rec. 11-03 which stated “Mediterranean swordfish shall not be caught (either as a targeted fishery or as by-catch), retained onboard, trans-shipped or landed during the period from 1 October to 30 November and during an additional period of one month between 15 February and 31 March.” Most recently, Rec. 13-04 reaffirmed this closure period.

Concerning minimum sizes, Rec. 11-03 established a minimum size that prohibited the retaining on board, transshipping, landing, transporting, storing, selling, displaying or offering for sale Mediterranean swordfish measuring less than 90 cm LJFL or, in alternative, weighing less than 10 kg of round weight or 9 kg of gutted weight, or 7.5 kg of gilled and gutted weight. However, the CPCs may grant tolerances to vessels that have incidentally captured small fish below the minimum size, with the condition that this incidental catch shall not exceed:

- a) 10% by weight or/and number of pieces per landing of the total swordfish catch of said vessels (in 2012),
- b) 5% by weight or/and number of pieces per landing of the total swordfish catch of said vessels as from 2013.

The minimum size regulation was reaffirmed and extended for the 2013 fishing season in Rec. 13-04.

A ban on the use of driftnets within the Mediterranean was established in 2003 (Rec. 03-04), but full compliance with the regulation occurred several years later. Rec. 09-04 established a list of fishing vessels allowed to fish for Mediterranean swordfish. Most recently, there have also been restrictions on the number of hooks carried by individual longliners (2800 maximum), hook size (no smaller than 7 cm in height) and longline length (55 km). These restrictions were established for 2012 (Rec. 11-03) and remained in force for 2013 (Rec. 13-04).

Fishery descriptions from Working Group participants

Scientists participating in the WG provided a summary of recent fishery developments, including domestic management measures (which are in addition to the ICCAT measures described above), below. **Figure 2** shows the Mediterranean areas considered in the fisheries descriptions given below.

The Working Group was pleased to note the good participation of the CPCs listed below, which represented a considerable improvement compared with the last stock assessment meeting. Together, the catches associated with these countries represent about 95% of the 2013 total catch of Mediterranean swordfish.

Algeria

Swordfish fishing in Algeria is a well-established activity and around 303 small fishing boats with length ≥ 9 m participate in the fishery. The most common gear used in the targeted fishery is surface longline, with some incidental catches of swordfish made by trawlers and purse-seiners. The longline length varies between 3000 to 6000 m, and the number of hooks depends on the length of the main line. In general, fishermen arrive on the fishing grounds around sunset after 3 to 4 h of transit. The surface longline drifts with the current almost 4 h, with the fishing depth being around 200 m.

The fishery is seasonal in nature, and because of ICCAT closures and weather, the fleet is operational for only 4-5 months of the year. The average annual LL catch over the past five years is about 420 t, but there is significant variation from year to year. The best season for targeting swordfish is the period from June to September.

Algeria has implemented the ICCAT management measures described earlier.

The WG reviewed SCRS/2014/095, which provided further details of the Algerian fishery from 2003 to 2013. The Group noted that there were some significant discrepancies between the Task 1 catch data from Algeria and the information presented in the working paper. The authors were requested to reconcile the differences and prepare a report for the upcoming meeting of the Subcommittee on Statistics of the SCRS. The official landings information could then be amended if necessary.

EU-Greece

The Greek swordfish fleets operate throughout the eastern Mediterranean basin using exclusively drifting longlines. In 2013, about 160 vessels were actively involved in the swordfish fishery. Most of them entered the fishery occasionally, mainly during the summer months. The swordfish fishing season follows the established temporal closures by ICCAT and a special license is required for a commercial fishing boat to be allowed to fish for swordfish.

Swordfish comprises the bulk of large pelagic catches of the Greek fishing fleets and according to ICCAT records, Greece is among the most important producers in the Mediterranean. Swordfish production during the 2013 fishing season was estimated to be up to 1730 t, which is among the highest production rates of the last decade. The estimated CPUE rates were also reflecting this relatively higher production.

Greece has implemented the ICCAT management measures described earlier.

EU-Italy

Italy has a long historical tradition in the swordfish fishery, reflected by the development of several fisheries in more recent times. As a matter of fact, Italy has an important fleet of longliners which provides the bulk of the catches, while minor catches are obtained by the few harpoon vessels still active in the Strait of Messina, the tuna traps, the sport fishery and some other surface gears. The structure of the Italian fleet has undergone major changes after the driftnet ban, because Italy had the most numerous driftnet fleet in the Mediterranean and it was not easy to apply and enforce the new regulation, due to a strong tradition.

The longline fleet is widespread all over the various seas around Italy, with a higher concentration in the southern Italian regions. The fishing grounds show moderate yearly variability, depending mostly on oceanographic factors. Most of the vessels are small-medium longliners, distributed in a great number of harbours, usually exploiting local fishing grounds. They have licenses for different gears (longline, trammel net, bottom gillnet, etc.) and show a strictly seasonal activity, switching from one gear to the other according to the seasons and fishing opportunities. Other vessels, medium-large in size, usually carry out a more focused activity, alternatively targeting swordfish and albacore or bluefin tuna and covering various areas in the Mediterranean Sea. Some fleets are active all the year round, while the majority of the vessels are active from spring until early autumn.

The fishery has been strongly affected by the increase in the price of fuel, bait and technical equipment and the simultaneous decrease in the price of the product.

The longline fishery has changed considerably in the last five years. From 2009-2010, the mesopelagic longline has been gradually introduced in almost all Italian swordfish fleets, which has led to an increase in catches of individuals of larger size and decreases in the catches of juveniles. The mesopelagic longline gear is set deeper and for longer periods of time compared to the traditional approach for the Italian fisheries. The new approach is now dominant in the Italian longline fisheries. This is particularly noteworthy, as these fisheries are among the largest within the stock area, and the changes have implications for the use of catch rates as indices of abundance in the stock assessment. The Group received details on the new developments in several working papers, summarized below.

SCRS/2014/100 presented the effects of the introduction of the new mesopelagic longline in the Ligurian Sea fishery since 2010, substituting the traditional surface long line. The results showed a significant increase of swordfish mean size and nominal CPUE, with a decrease of the by-catch for the first two years (2010 and 2011). A substantial decline, both of mean size and CPUE values, was recorded in the 2012, followed by a small recovery in 2013. The introduction of this new gear revealed the unexpected presence of a fraction of the swordfish population, made up of large spawners, so far only partially exploited by commercial fishing.

SCRS/2014/106 documented the results of a study of the catch composition of the Italian fishing fleet from 2007 to 2013. Data were collected in several landing ports around the Italian coast and at sea following ICCAT methodologies. For every sample, the lower jaw-fork length (LJFL) and the round weight (RWT) were measured. For the gutted fish, the RWT was estimated using the ICCAT conversion factors for Mediterranean swordfish. Whenever it was impossible to measure the weight, an estimate was made using the length-weight relationship for Mediterranean swordfish. In order to estimate the age of every sample the second radius of the anal fin was collected. Sex determination of the fish, where possible, was carried out by visual inspection of the gonads during the gutting operation. 27,530 fish were sampled during the period 2007-13: the highest number of samples comes from the Tyrrhenian Sea area, and two other important areas were the Adriatic Sea and the Straits of Sicily. Considering the period 2007-2013, the general trend in total catch is negative. Since 2004 the percentage of “unclassified” catches begins to decrease, and practically disappeared in the last two years.

27,530 fish were measured for length (maximum number 6,382 in 2008, minimum 1,353 in 2011). The samples were grouped by class size (5 cm). 98% of swordfish caught are between 80 and 190 cm with a mean length of 140 cm. The percentage of undersized individuals is very low for each year (max. 8% in 2007) and it generally decreased from 2007 to 2013. The samples observed by sex during the period 2010-2013 were 1,865 (810 female and 1,055 male). The length classes most represented were between 120 and 175 cm: these classes gather 78% of the total male catches and 57% of the females. Females were relatively more numerous in the classes over 175 cm (22% of the total of the females compared with 12% of the total of male catches). The general mean is 160 cm for females and 140 cm for males. The samples collected for age were 752: about 90% of the samples belong to the classes 2 to 6. Considering sex there are some differences between males and females: for males the most represented age classes are between 2 and 5. The greater number of females are between ages 2 to 7. For the period 2007-09 data are not available.

SCRS/2014/111 focussed on a description of the new form of longline, referred to by the authors as midwater or mesopelagic. Since the banning of the gillnet fishery (“spadara”) occurred in 2002, the Italian swordfish fishery is practiced only by pelagic longlines. Some fishermen have gradually modified the traditional surface pelagic longline in a midwater fishing gear, which has proven very efficient and it was gradually adopted by most of the Italian longline fleet. A project to examine the phenomenon was undertaken during 2012, comparing also size distribution of the catch and fishing practices of the two different fishing gears, the traditional surface longline and the midwater longline.

About 800 “drifting longliners” were estimated to have swordfish as the main target. A sample of 352 vessels was selected to collect information about the use of the gear, and a sub-sample of 26 vessels was selected to collect catch data. The main biometric parameters of the catches were collected during sampling, as well as technical data concerning fishing gears and other relevant information. In Italy, at least 800 “pelagic longliners” are estimated to have swordfish as the main target. The vessels are mainly distributed in Tyrrhenian Sea, with the bulk of the fleet around the Sicilian coasts (both Tyrrhenian and Ionian Sea), Straits of Messina, Sicilian channel and South Adriatic Sea.

Even if the midwater fishing technique is by far the most used, the majority of vessels use both gears depending on the sea condition, season and fishing opportunity. Surface longline is easier to manage and faster in the fishing activity (smaller size and shorter soaking time); it can be used by smaller boats and much closer to the coast (fishing in the surface layers) and produces its main effort only during night hours.

Midwater longline often has much longer set durations, needs greater depths and distance from the coast. It fishes all day long, utilizing a considerable volume of the water column. Usually more than one gear is set during the same fishing trip, therefore a greater fishing effort can be deployed.

A total of 2,070 individuals (LJFL between 81.8 and 235.0 cm, average length 121.73 cm) were sampled in three ports. The midwater gear catches on average bigger swordfish but also a wider size range, while surface longline catches are more limited to medium and small sizes. CPUE values, in terms of kg/1000 hooks are 141.8 kg in the overall sampling, with partial values of 174.8 for midwater and 78.5 for the surface longline.

Italy has implemented the ICCAT management measures described earlier.

EU-Spain

The Spanish fishery in the Mediterranean targeting swordfish is carried out by surface longlines and by “piedra-bola” longlines. Swordfish are also caught seasonally, in small quantities, as by-catch species on longlines targeting both bluefin tuna and albacore. The total catch of swordfish in 2013 was up to 1,607 tons, comparable with that in the most recent years of the fishery. The surface longline fishery has remained quite stable regarding fishing effort, number of vessels involved in the fishery as well as their technical characteristics (on average, length 11 m; HP 145 and GRT 25).

The Spanish swordfish longline fishery in the Mediterranean is regulated following the ICCAT recommendations described earlier.

Morocco

The Moroccan swordfish fishery in the Mediterranean Sea has been in operation since 1983. With the introduction of the driftnet in the area in the early 90s, the fishery has had an important expansion during the 1990s. Since 2008, the Mediterranean catches have been significantly reduced due to the implementation of the national plan for banning the driftnet, following the ICCAT recommendation (Rec. 03-04).

After the total ban of driftnet use in Moroccan waters since 2012, swordfish is mainly targeted by longliners in the Mediterranean, particularly in the Strait of Gibraltar (**Figure 2**). The fishing season occurs during August-September and from December to January, with a peak in December. Minor catches of this species are also taken occasionally by traps and purse seines.

After the peak landings of 4,900 tons recorded in 1997, the swordfish catches have shown a steady decline since 2005 and were 770 tons in 2013. The average catch during the period 2012-2013, was about 786 tons, which represented a decrease of about 44% with respect to the period 2009-2011. This important reduction in the total catches is due to the complete ban of driftnet since 2012.

Over the last decade, the average size of the landed fish in the Strait of Gibraltar did not show any clear trend, it remained relatively stable around 145cm (45 kg).

In addition to the ICCAT management measures already described, Morocco has established a freeze on fishing effort through the suspension of the investments for vessel construction since 1992 (Circular note No. 3887 of 18 August 1992). Morocco also implemented a minimum size of 125 cm up to and including 2011, but the new ICCAT minimum size (Rec. 11-03) has been implemented for 2012 and later.

Tunisia

Swordfish is an important economic species for Tunisia. National production is around 1000 t since 2003. The main fishing season is the summer. Surface longline is the most commonly used gear type. There are 466 vessels allowed to catch swordfish (year 2013). This fleet is attached to 20 landing ports. The main port is in the north. However, the eastern region has the main part of the fleet (62%). Vessels range in length between 5 to 20 m, (GRT) tonnage range 1.7 and 49 t and engine power (HP) from 30 to 500 CV.

Fishing regulations follow the ICCAT recommendations described earlier. Further details on the Tunisian swordfish fishery may be found in SCRS/2014/109. In its review, the WG noted some differences between Task 1 and the landings information in SCRS/2014/109, but the discrepancies were slight (about 2%).

Turkey

The Turkish swordfish fishery in the Mediterranean dates back to the early 17th century. The fishery in Turkey has been carried out in the Aegean Sea and eastern Mediterranean Sea. While harpoon gear has been used in the northern Aegean Sea, longlines have been used in the Aegean Sea and the eastern Mediterranean Sea. However, some swordfish are also caught incidentally by purse seines as by-catch. About 150 vessels were involved in the swordfish fishery and most of them are smaller than 20 m LOA. This fishery is carried out 6-7 months per year due to the closed seasons and meteorological conditions.

The annual catch is variable, ranging between 7 tons in 1976 and 589 tons in 1988. Total catch amount of swordfish was 79.7 t in 2012, and it slightly increased to 96.8 t in 2013 but still there has been a considerable decrease in the total catch of swordfish that can be attributed to the end of the gillnet fishery.

Turkey has implemented the ICCAT management measures described earlier. In addition, Turkey uses a minimum landing size of 125 cm LJFL.

Summary of national fisheries

It is clear from the fishery descriptions presented here that the Mediterranean swordfish fishery supports a number of important national fisheries with significant numbers of active vessels. However, the Group noted that the number of vessels on the ICCAT list (ICCAT Record of SWO-MED Vessels, established under Rec. 11-03, which contains a list of fishing vessels authorized to catch swordfish in the Mediterranean Sea often much larger than the number of active vessels authorized by CPCs to fish Mediterranean swordfish in 2013.

ICCAT CPC	Authorized vessels active in 2013
Algeria	303
EU.Cyprus	N/A
EU.Spain	70
EU.France	N/A
EU.Greece	160
EU.Croatia	N/A
EU.Italy	1944*
EU.Malta	N/A
EU.Portugal	N/A
Morocco	N/A
Tunisia	Around 460
Turkey	100
Total	2990

(*) in accordance with the current EU and international provisions, fishing logbook data available for 1,944 vessels of LOA > 10 t., 264 vessels with catches reported on the logbook for 2013.

The above list reflects information available to the WG at the time of the assessment, and as indicated, is an underestimate of the number of active vessels involved in the Mediterranean fishery.

3. Update of basic information: Swordfish

3.1 New biological information

The Group reviewed SCRS/2014/110, which presented results of a growth study of swordfish in the Strait of Gibraltar based on monthly size frequencies data collected from the Moroccan driftnet fishery during the period 2006-2011. The growth parameters were estimated by the modal progression analysis (MPA), using both the Bhattacharya and NORMSEP methods.

The growth pattern of swordfish in the Strait of Gibraltar was found to be very similar to that obtained from past studies in various Mediterranean areas (Tserpes and Tsimenides 1995). Given the existing growth differences among Atlantic and Mediterranean swordfish, this suggests that the majority of fish caught in this area are most likely belonging to the Mediterranean stock. However, further studies are needed to identify the degree of mixing among stocks.

The Group recalled that another recent paper (Akyol and Ceyhan 2013) obtained comparable results from direct age determination using anal fin spine sections.

Given the general agreement of the available age and growth studies, the growth equations adopted by the Working Group continue to be those developed by Tserpes and Tsimenides (1995). In addition, given the consistency of the results of the various age and growth studies, the Group concluded that modelling work should reflect a high degree of certainty in the estimated growth parameters.

As no new information was presented for other biological parameters, the Working Group used the same inputs as were used in the 2010 stock assessment. A summary of the biological parameters used by the Group is provided below:

<i>Parameter</i>	<i>Mean</i>	<i>CV</i>	<i>Distribution</i>	<i>Description</i>	<i>Source</i>
M	0.206	0.25	lognormal	Natural mortality (1/year)	McAllister (2014)
Linf	238.58	0.1	lognormal	Von Bertalanffy asymptotic length	Mean: ICCAT Manual. CV: Working Group
K	0.185	0.1	normal	Von Bertalanffy growth parameter	Mean: ICCAT Manual. CV: Working Group
t0	-1.404	0.2	normal	Von Bertalanffy age at zero length	Mean: ICCAT Manual. CV: Working Group
a	8.90E-07	0.1	lognormal	Weight at length parameter	Mean: ICCAT Manual. CV: McAllister (2014)
b	3.554738	0.1	normal	Weight at length parameter	Mean: ICCAT Manual. CV: McAllister (2014)
L50	142	0.2	lognormal	Length at 50% maturity	Mean: ICCAT Manual. CV: McAllister (2014)
d	0.2	0.2	lognormal	Parameter of the logistic maturity ogive	Working Group
h	0.83	0.14	beta	Steepness $h=0.2 + 0.8 \text{ Beta}(5.86, 1.59)$	McAllister (2014)

3.2 Catch, effort size at age, catch at age

At the beginning of the meeting, the Secretariat presented the most up-to-date information available for the Mediterranean swordfish stock. This covers the Task I nominal catch (T1NC), Task II catch and effort (T2CE), and Task II size frequencies (T2SZ). No new conventional tagging data were available since the 2010 assessment.

Task I catches

The complete SWO-MED summary table is presented in **Table 1**. The values for 2013 are preliminary. The Working Group noted that the available catch data appeared to be generally complete. The Group considered that the value for Tunisia may reflect an estimate, given the consistency of catches in recent years, and the WG requested that the values be checked. Subsequently, the Group learned from the Tunisia representative that the data reported were in fact estimates. The Algerian scientist noted discrepancies between the Task I Algeria catches and the values reported in their National Reports. It was recommended that Algeria statistical correspondent revise, update and present to the SubCom Stats the Task I NC submitted by year and gear type for the 2008 to 2010. The Group also noted that the 2012 catches for Italy (other surface gear) were not reported. For the purposes of the assessment, it was assumed that the 2012 catch for Italy (other surface gear) was the average of 2010, 2011 and 2013 (718 t).

In 2013, the total yield for the stock increased to 12,164 t, an increase of about 23% compared to 2012, which was the lowest annual catch since 1983.

Figure 1 shows the T1NC yearly catch trends by year and major gear. In the previous stock assessment, it was noted that the SWO-MED stock is among the stock with largest T1NC catches with gear “unclassified”. While such catches are not a major component of the contemporary years, there remain ranges of years where significant catches are designated as gear “unclassified”. Efforts should be made by the national scientists of the relevant CPCs to discriminate T1NC catches by gear for the time periods in question. **Figure 1** also illustrates the increase in the importance of the longline gear component.

Task II (catch-effort and size samples)

The detailed catalogue of T2CE is presented in **Table 2**. Although there are some significant absences of size information (for example, EU-Italy in 2013), the Group noted a general improvement in data availability in the most recent years.

The Secretariat presented a summary of the derivation of the catch at size and catch at age data in SCRS 2014/170, which is reproduced below.

Data and methods

The ICCAT Mediterranean swordfish Task II data comprise size information since 1975 to 2013, with some few size observations from 1961. However, number of size samples increased only after 1994, with the highest peak in the 2010. CAS has been submitted by CPCs since 1991 representing over 90% of the information available (**Figure 3**). Size and CAS data has been submitted by Mediterranean CPCs and at least 17 different types of fishing gears (**Figure 3**). Eleven CPCs have submitted size samples and only 5 CAS (EU.Cyprus, EU.Italy, EU.Spain, EU.Malta and Morocco). Lower Jaw Fork Length (LJFL) is the main size measurement reported (99%), but there are also few weight frequency samples (WGT, 1213 observations). Overall, a total of 754,534 fish size measurements and 2,916,005 catch at size are available for the Mediterranean swordfish. Size ranges from 11 to 295 LJFL cm; sizes above 450 cm were considered outliers and excluded from any further analysis (2 observations).

Figure 4 shows the size distributions of the size samples and the CAS data. Overall both types of data show similar information, central tendency and variance are similar, distributions show a left skew distribution with a peak at 105-110 LJFL size, extending from 60 to 220 LJFL cm. Six main fishing gears were reported with catches of swordfish, longline (LL), baitboat (BB), trap (TRP), gillnet (GN), harpoon (HRP), handline (HND) and unknown gear category (UNK). Task II data include other variables such Flag, Fleet, Port zone, and time period. Most of the data is reported with month of catch, however some observations are reported in quarterly or semester strata. For the latter, data were assigned to the mid-month of the corresponding quarter or semester.

Figure 5 shows the size distribution of the SWO-M by year from 1975 forward. For early years 1975 to 1984, the average size of fish were above the overall mean, albeit the limited number of observations. Since 1987, the size distribution of SWO-M fish has remained rather stable, with a mean of about 110 cm LJFL, however yearly histograms show differences in the spread and shape of the distributions.

A mosaic plot of year versus month indicated that size samples are available for all months, except in the early years and in more recent years. From 2010 forward, the size samples are primarily from the months of August and September (**Figure 6**). The boxplots of size by month indicate some seasonal pattern, with larger size fish caught in May and June, compared to the rest of months (**Figure 6**). There are also differences in the size distribution by gear type (**Figure 7**). Harpoon catch larger size fish, albeit few samples are available; on the other hand, longlines and gillnets catch smaller size fish.

Catch at size and age estimation

The main purpose of size frequency input data is to provide information to assessment models of the size and or age distribution of the catch. This assumes that size frequency data is representative of the fleet(s) catch. In models where age composition is the input, normally the input CAA matrix is estimated from the combined CAS of all fleets. For Mediterranean swordfish, CAA has been generated from the overall CAS, if a CPC reported CAS for their fleets, this information is the main input to overall CAS, if only size frequency samples were provided, these were raised to estimate total CAS for a given particular fleet, or when neither CAS or size data is available, a substitution size frequency data is used following the prior recommendations from the Swordfish Working Group. In general, the substitutions are from comparable gear-area fleets. Tables of substitution applied to the CAS information are available from the ICCAT Secretariat; **Figure 8** summarizes the level of

substitutions for the 2006-2013 period. Finally, the CAS was compared with the Task I reported catch by flag/fleet, the conversion of fish numbers to yield used the current length weight relationship (Mejuto and De la Serna, 1993) for Mediterranean swordfish, and good agreement was noted.

Using the current adopted size at age relationship for Mediterranean swordfish (Tserpes and Tsimenides, 1995) a CAA matrix was constructed using a simple slicing algorithm applied to the monthly reported CAS matrix. The ageing was done on the size range from 30 to 290 cm in 1 cm intervals, where the 290 cm bin is a plus group, estimating age distribution from ages 0 to 19 plus. **Table 3** shows the estimated CAA matrix and **Figure 9** the age distribution by year.

The authors of SCRS 2014/170 noted that the comparison of the size samples against the CAS provided by CPCs shows very similar distributions and central tendency values. This result indicates that CAS and or size frequency data is representative of the fisheries, noticing however that for CPCs that submitted both CAS and size frequency data they are likely using the size data to estimate their CAS.

In 2010 a comparison of CAA estimated by two procedures (Kell and Kell, 2011) was presented. The methods were an inversion of the von Bertalanffy growth model comparable to the age-slicing method used in this analysis, and a stochastic ALK procedure. They concluded based on the stochastic model that age-slicing underestimates the proportions of age of younger fish. The current CAA indicates that about 80% of the catches correspond to ages 0 to 4; being ages 1 and 2 the most predominant (**Figure 9**). Finally, estimates of mean weight at age by year shows a rather stable trend for most ages, except the plus group (**Figure 10**).

3.3 Relative abundance indices

During the meeting nine relative abundance indices were assembled to be considered for the assessment (**Table 4**). One of these indices, the index for the Sicilian gillnet fishery calculated for the period 1990-2009 by Tserpes *et al.* (2011) was presented at the previous assessment. The index has not been updated because the driftnet ban has eliminated that fishery and no new data has been made available for it. The Group discussed the fact that this index could be biased because it includes years (2002-2009) during which the driftnet ban had been in effect. The Group suspects that during this period the distribution and quality of individual catch reports, and thus the data used for the index, may be affected by the management change to the point of making the index unreliable. The Group therefore decided to only use the index for the period 1990-2001 in the assessment.

A second historical CPUE index was examined corresponding to the North Ionian fishery (De Metrio *et al.* 1999). This index presents a nominal CPUE series for a single Italian fishing port, but it is very valuable in as much it presents the oldest record, going back to 1978, of swordfish longline catch rates for the Mediterranean. The Group discussed the usefulness of this index but was concerned by the fact that it is not standardized, therefore decided to use it only for sensitivity analysis. It would be important to attempt to recover the original data and standardize CPUE for this series.

Four of the other relative abundance indices presented were updates of previously presented indices (Greek longline 1987-2013, Sicilian longline 1991-2009, Moroccan gillnet 1999-2011 and Spanish Longline 1988-2013) and three were new indices (Turkish gillnet 2008-2010, Turkish longline 2008-2013 and Ligurian longline 1991-2009). The Sicilian longline index presented here, however, used a different subset of historical data than the one presented at the last assessment (Tserpes *et al.* 2011).

It is important to note that although more indices were made available at this assessment in comparison to the previous assessment, the driftnet ban is greatly affecting the number of available indices for the most recent years. From 2012 onwards only the Spanish and Greek longline indices are available to inform assessment models. Fortunately these indices are associated with two of the most important Mediterranean fleets and represent data for opposite sides of the Mediterranean. Unfortunately there are no available indices for the central Mediterranean since 2010. This is partially due to changes in the way longlines have been set by Italian vessels. Since 2009 many of these vessels have partially or completely switched to using mesopelagic longlines that fish deeper than surface drifting longlines (SCRS/2014/100, SCRS/2014/106, SCRS/2014/111). The Group discussed the need for collecting data on the type of longline used for each trip to be able to conduct effective standardization of CPUE for the Italian longline fleets. The Group also concluded that, for the purposes of CPUE standardization, mesopelagic longlines and surface drifting longlines should be considered different gear. In addition the Group also discussed that there are variations in the setting of longlines, such as lightsticks, bait type, etc. that ideally should be considered during CPUE standardization because it is well known that they affect the catch rates of swordfish (Tserpes and Peristeraki 2004). So far only the standardization of Mediterranean swordfish for Greek longlines has considered gear type (surface drifting vs. American).

The Group developed a table summarizing the characteristics of the data sets, the rigor in the implementation of the CPUE standardization and the robustness of results given our knowledge about expected stock productivity (**Table 5**). This table was derived following the recommendations of the ICCAT Methods Working Group (ICCAT 2013) and followed similar tables derived by the Albacore and Tropical Tuna Working Groups. The Group adapted the description of the ratings for each criterion to fit the needs of Mediterranean swordfish data. Specifically, the Group decided that ratings for the length of the time series should make reference to a fishery that started in earnest in 1980 rather than in 1950. In rating the criteria about plausibility of trends in the data the Group agreed to rate all series as a 3 because no series showed a strong trend. The Group also discussed the appropriateness of the method of Walter and Cass-Calay (2012) to rate the robustness of the data, meaning the likelihood that fluctuations in the index are plausible biologically. Doubts were raised whether such method is appropriate and whether it would be best to use the assessment model to assess this plausibility. It was pointed out that this table of criteria is meant to be used as help in the selection of indices to be used in the assessment. Therefore, obtaining a rating for the criteria cannot depend on running the assessment model. The Group agreed therefore to retain the criteria of plausibility of trends and fluctuations but did not evaluate indices according to the later criteria during the current assessment.

SCRS/2014/096 updated standardized catch rates in number of fish from the Spanish surface drifting longline fleet targeting swordfish in the western Mediterranean for the period 1988-2013. Data included 24,239 trips analyzed by means of General Linear Modeling (GLM). Annual standardized CPUEs did not show a clear trend, but the index was more variable in recent years. The Group discussed whether Spanish longliners also have shown a tendency to use mesopelagic longline in recent times, like the Italian fleets. The authors of the paper pointed out that there is a small portion of the fleet which does use mesopelagic longline. This fleet, however, has not been growing and lands a small portion of the Spanish longline catch, which continues to be derived from mostly surface drifting longlines.

SCRS/2014/097 represents the indices of abundance of swordfish (*Xiphias gladius*) from the Turkish gillnet and longline fisheries operating in the eastern Mediterranean for the period 2008-2013. Gillnet CPUE data suggested the presence of an increasing abundance trend over the period 2008-2010, while not any particular trend was identified from the analysis of the longline data set. The Group noted the importance of this work because it was the first time indices were calculated for these two fleets. The number of observations used in the analysis is small, 133 for the gillnet and 50 for the longline leading to highly variable and uncertain indices. Given this and the small number of years that these indices represent the Group decided not to use these indices in the assessment. It is important to highlight the information these indices provide for the purposes of describing the fisheries in the eastern side of the Mediterranean and encourage the authors to update the longline index as new data become available and possibly as more historical data are recovered.

SCRS/2014/104 presented annual standardized catch rates from the Greek surface drifting longline fisheries operating in the Aegean and Levantine seas from 1987-2013. Modeling of CPUE data was made by GLM techniques included temporal variables in the model. There have been considerable catchability changes over time due to gear modifications, and some of these changes were taken into account in the paper by adjusting CPUE accordingly. The Group noted that although CPUE levels do not show any particular trend over time, it is clear that from 2000 onwards the estimated indexes are generally lower (with the exception of 2013) than those of the earlier years.

SCRS/2014/105 presented annual standardized catch rates from the Sicilian traditional surface drifting longline fisheries operating in the Tyrrhenian Sea and the Straits of Sicily. Data covered the period 1991-2009 and standardized indices were estimated by means of GLM that took into account the effects of year, month and area. Results did not demonstrate the presence of any particular trend over time and again were rather variable from one year to the next. Although this is an update of the index presented by Tserpes (2011) the estimated index is different to the one presented in 2011 because the latest dataset only includes traditional surface drifting longline operations targeting swordfish.

The document SCRS/2014/108 updated the catch rates from the Moroccan driftnet fleet targeting swordfish in the Strait of Gibraltar up to 2011. The daily catch rates were analyzed using the General Linear Modelling approach (GLM), under log-normal error assumption in order to compute standardized abundance indices. The relative abundance index showed a relatively stable trend over the considered time series. The factors year, month and vessel size explained most of the variability observed in the abundance index. This index corresponds to a fishery harvesting swordfish to the west of the current stock boundary for Mediterranean swordfish, however the Group agreed to include it in the assessment, as it had been included in prior assessments. Section 3.1 provides information supporting this inclusion.

SCRS/2014/112 presented annual standardized catch rates from the traditional surface drifting longline fisheries operating in the Ligurian Sea. Data covered the period 1991-2009 and standardized indices were estimated by means of GLM that took into account the effects of year and month. Results showed that the CPUE index was gradually increasing, however, since 2000 the index is much more variable partially masking the increasing trend.

When scaled to the mean of each index and compared, the ensemble of indices did not show a clear trend of change in biomass (**Figure 11**). When individual indices are rescaled to have a mean of zero and standard deviation of one and then smoothed, it is possible to see the overall trend of all data combined (**Figure 12**). The global smoothed index shows a decline from 1987 to 1990 and then a slow increase from 1991 until present. It is important to note, however, that the smoothed index explains a small portion of the variability observed in the scaled index data. Some of the indices are negatively correlated, notably the Sicilian gillnet and the Spanish longline (**Table 6**). Two of the indices do show a slight increasing trend in the last 10 years (Spanish longline and Ligurian longline) whereas all others show high variability but no trend over such period.

For the assessment the Group agreed to give equal weighting to all indices. As an alternative to this the Group also discussed weighting the indices by the relative area covered by the fishery associated by each index and by the relative catch landed by the fisheries associated by each index. Such alternative weighting schemes have been often used by the Tropical Tuna and Billfish Working Groups in production model runs.

The Group agreed that there is limited information to derive relative area weights for Mediterranean fleets because the fishing effort data available for such fleets is rather coarse, at 5 degree level, and therefore inadequate for an area of the size of the Mediterranean. The Group, however, agreed to use Task I data to derive relative catch weights. These weights were obtained directly from Task I tables available at the meeting. Catches from Moroccan gillnets are made in both sides of the 05°W boundary. In order to associate the appropriate catches to the Moroccan index the Group assumed that 50% of those catches are made west of the 05°W boundary in the Strait of Gibraltar. The Sicilian index was associated to the catch of fleets reported to ICCAT as South Ionian Sea, Tyrrhenian Sea and Sicilian Straits. Unfortunately such catch data was not available in Task I tables for all years and fleets and a few interpolations had to be made to get a complete set of relative catch weights (**Table 7**). These interpolations were required for selected years of some of the Italian indices. Whenever there was no data reported to ICCAT for that year and fleet the catch was calculated as the product of the total reported Italian catch and a constant representing the proportion that such fleet represented in the catches of 1990-1995, a period when Italy disaggregated catch reports among regional fleets.

Additionally, participants provided estimates of the Ligurian longline catch for years 1997-2000. It was not possible to reconstruct the history of catch associated to the North Ionian fishery because Task I data available for Italy for the period 1968-1975 are not reported as longline and probably included in the category unknown gear. From 1976-1984 data are reported as longline but not separated by origin of the fleet.

4. Stock assessment

A number of assessment methods were used to provide an idea of the effect of model choice on the stock status determination and to attempt to use the widest possible range of available data. Two different production models (Bayesian and non-Bayesian), a size structured model, catch curve analysis and an age structured population model (XSA). Two of these modeling approaches were used in the previous assessment (ASPIC and XSA). Although the implementation of the Bayesian production model (BSP) is new for Mediterranean swordfish this model was used in the last assessment for the northern stock of Atlantic swordfish (McAllister 2014). Like in the previous assessment, and due to reasons explained below, the age structured model (XSA) was chosen to develop the stock status advice and to develop projections.

4.1 Methods

4.1.1 Bayesian Surplus Production Model

A Bayesian Surplus Production model was applied to the catch and CPUE data for Mediterranean swordfish. The software used was the same as available in the ICCAT catalog of methods, except for: (1) an improvement in the handling of population crashes in the projections and (2) the output of data for Kobe analysis. This software has been used in previous ICCAT assessments including albacore, sharks, billfish and swordfish.

The Bayesian model requires priors for the model parameters, including carrying capacity (K), biomass in the first year relative to K (B_0/K) and the intrinsic rate of population increase (r). The prior for K was uniform on $\log(K)$, a vague prior that weakly favors smaller values of K . The prior for B_0/K had a mean of 1.0 and a CV of 0.2, consistent with the understanding that there was very little fishing before the starting year of 1950. The informative prior for r was derived from a method based on growth, maturity and recruitment data, developed by McAllister (2014) for Atlantic swordfish. See **Appendix 4** for details of the derivation. The prior for r was lognormal, with mean of 0.47 and CV of 0.49 (standard deviation of $\log(r)=0.46$). The continuous time version of the BSP model was used.

Six CPUE indices were used: Moroccan gillnet, Spanish longline, Sicilian longline, Sicilian gillnet, Greek longline, and Ligurian longline. Models were run with catch versus equal weighting of the CPUE data, and with either the Schaefer or a generalized form of the production model, for four primary runs. For the equal weighting case, the observation error standard deviation was set to its maximum likelihood estimate of 0.2 for each data point. For the catch weighting case, the weights to each data point were equal to the ratio of each fleet's catch to the total catch in each year. These ratios were re-scaled to imply an average observation error standard deviation of 0.2. For the generalized production model, the value of the shape parameter (n) in the Fletcher model was fixed to $n=0.67$, so that $B_{MSY}/K=0.3$. This value was chosen because evidence from equilibrium analysis implied that maximum surplus production is likely to occur at biomass levels less than half of K .

Diagnostic model runs included a post-model pre-data run for both the Schaefer model and the generalized production model. Post model, pre data runs are a method to evaluate the influence of the priors on the results. The models were also run with uniform priors to evaluate the information content of the data. Each series was also fitted independently in Schaefer model with equal weighting ($\sigma =0.2$), either with informative or uniform priors. Finally, a retrospective analysis was conducted for the Schaefer model with equal weighting ($\sigma =0.2$).

A number of sensitivity analyses were conducted. These included equal weighting with observation error variance equal to 1.0, or 0.1, and catch weighting without re-scaling the weights (average observation error variance >1 for years with multiple indices). To evaluate whether the uncertain catches in the 1950s through 1970s influenced the results, the starting year was increased to either 1965 or 1987. In the starting-year sensitivity runs, the prior CV for B_0/K was increased to 0.5, because there was less information on the starting biomass ratio in later years. For the run beginning in 1987, the mean B_0/K was set to 0.9. Finally, a sensitivity analysis was done with an alternative prior for r with a mean r of 0.76, and CV of 0.39.

4.1.2 ASPIC production model

ASPIC was used to fit the available fishery-dependent relative abundance indices and total catch of Mediterranean swordfish. ASPIC 5.33 (A Stock Production Model Incorporating Covariates) is an implementation (Prager 1994) of a non-equilibrium production model derived from the surplus production model of Schaefer (1957). The software ASPIC is maintained and supported by the National Marine Fisheries Service and is part of the ICCAT software catalog. The model is more formally described in Prager (1994) and Quinn and Deriso (1999). The model incorporates several extensions to the classical stock-production models, including the ability to estimate the shape of the production function so that it departs from the Schaefer model. The ASPIC bootstrap routine was used to construct approximate nonparametric confidence intervals (80%) and to correct for bias by conducting 500 trials. Statistical weights associated to relative abundance indices were either made equal for all data points or equal to the relative contribution of the catches associated with each index. The ASPIC model was always run assuming that the catch was known without error. Initial estimates and constraints used for population parameters were kept constant for all different runs (**Table 8**). All parameters of the model, K , MSY and q were estimated during the fit.

The ASPIC model used total catch data for the 1950-2013 period and six CPUE index series that included Greek longliners, Italian longliners (two indices from Sicilian and Ligurian fisheries), Spanish longliners, Moroccan gillnetters, and Italian gillnetters. It was considered that the stock was close to its carry capacity in 1950. Final estimates of model parameters (K , B_0/K , and q 's) were obtained using a least absolute values criterion of fit.

A series of sensitivity analyses were run to examine the assumption made when developing the input to the ASPIC fit (**Table 9**). Among the sensitivity analysis run were one where the Ionian North index was incorporated to the data set to see how the addition of a relative abundance index with information from the mid 1970s to mid 1980s affects the fit of the production model. To see the sensitivity of the fit to the inclusion of each index, indices were removed one at a time from the input data. To see the effect of the assumption of the shape of the production function a Fox production model and a generalized production function were fitted. To examine the effect of the length of the catch series the time series was started in 1980 rather than in 1950. Finally to see the effect of recent data on the fit a retrospective analysis was run by eliminating annual data one year at a time from the most recent year 2013 until 2008.

4.1.3 Age structured models

XSA

An age structured assessment was conducted using XSA in R using the FLXSA package (part of the FLR-project, Kell *et al.*, 2007; <http://www.flr-project.org/>). The catch at age (CAA) data were generated using a statistical mixture distribution analysis that was shown during the previous assessment to provide statistically more robust results than deterministic age slicing. The estimates of CVs also showed that there was little information in the length distributions to justify splitting CAS into ages greater than 5. Therefore, in line with the Atlantic swordfish assessments XSA runs were conducted with a plus group of 5, (see SCRS/2014/114 for the full documentation of the XSA runs).

Biological parameters used for maturity and natural mortality-at-age were the same as in the last assessment, i.e. fish first mature at age 3 (when 50% are mature) and are fully mature at older ages; natural mortality was assumed equal to 0.2. Weights-at-age were derived from the mixture analysis and were consistent with the CAA. Six CPUE data sets were available for tuning the XSA: i.e. Moroccan gillnetters (SCRS/2014/108), Spanish longliners (SCRS/2014/096), Sicilian longliners (SCRS/2014/105), Sicilian gillnetters (Tserpes *et al.*, 2011), Greek longliners (SCRS/2014/104) and Ligurian longliners (SCRS/2014/112). The standardized CPUE indices were not differentiated by age. These indices in the XSA were considered to be representative of the 2-4 age-group abundances (the plus group is not used for calibration within XSA) as assumed in the last assessment. Fleet catchability was assumed to be independent of year-class size for all terminal years and ages.

XSA estimates the survivors (i.e. terminal Ns by age and year) for each observed value of CPUE. This is done by calibration regression to predict population numbers-at-age by year for each series and then projecting along the cohort to the oldest age or most recent year. In addition shrinkage to the mean is performed, where the terminal Ns also including a term related to recent Fs or Fs at younger ages (shrinkage to the mean F) and numbers-at-age for recruiting age classes are estimated from the geometric mean of recent recruitments (shrinkage to the mean n). Time series weights can be applied to discount past values.

Two XSA runs were conducted, i.e. that based on the 2010 settings and an alternative candidate run based on goodness of fit diagnostics and a preliminary analysis of the size and age data using catch curves. Details of both runs including diagnostics and relative weightings are available in SCRS/2014/114. The main changes in the alternative candidate run were to reduce the amount of F shrinkage to the mean since there have been changes in both selection pattern and mean F. The F shrinkage age range was reduced to 1 age as there were only 4 true ages and F varied by age. Based on the diagnostics, the candidate run was considered for evaluating the stock status and providing advice. The final XSA assessment covered the period up to 2013 and **Table 10** presents the control options used in the candidate run.

Equilibrium yield analyses

The XSA results were used as the basis for an equilibrium analysis which combines yield and spawner per recruit analyses with a stock recruitment relationship and provide results consistent with a long-term projection. Biological parameters and selectivity-at-age were derived from the XSA results.

4.2 Stock status results

4.2.1 BSP

The CPUE series showed a slight increasing trend in recent years, and all four of the models followed this trend (**Figure 13**). The data were somewhat informative, so that the posteriors of K and r were different from the priors (**Figure 14**). In particular, the mode of r was higher than the mode of its prior in all four runs. The models estimated that MSY was around 30-40,000 kg. The generalized production model ($B_{MSY}/K=0.3$) was more optimistic than the Schaefer model. Current fishing mortality was around $0.34F_{MSY}$ in the Schaefer models, and $0.16F_{MSY}$ in the models with $B_{MSY}/K=0.3$ (**Table 11**, **Figure 15**). Mean current stock status was $1.6B_{msy}$ in the Schaefer models and $2.6B_{MSY}$ in the generalized models. Catch and equal weighting gave similar results.

The diagnostic and sensitivity runs are described in detail in **Appendix 5**. The post-model pre-data runs return values of r similar to the prior, as expected. The models with uniform priors returned much higher values of r . The fits to the individual indices vary somewhat on how much the recent trend increases (**Figure BSP4 in Appendix 5**). A retrospective analysis of the Schaefer model run with equal weighting showed that there was no

obvious retrospective pattern (**Figure BSP5 in Appendix 5**). Runs that ended around 2008 were more pessimistic than the current run, but the runs ending in 2005 were more optimistic. The sensitivity analyses found that the assumption about the average value of the observation error standard deviation has a strong effect on the results. Therefore, the models that used the maximum likelihood estimate of observation error standard deviation as the best estimate are more believable than those that used a different value. The runs with a later starting year were quite similar to the runs that started in 1950.

BSP results are particularly sensitive to the choice of observation error variance. Although MLE estimates of that variance are available from each series the Group thinks this sensitivity needs to be further investigated to reduce the uncertainty associated with the application of this model to Mediterranean swordfish.

4.2.2 ASPIC

The SP Aspic model run 1 (base case) indicated that the stock was lightly exploited from 1950 until 1965, followed by increases in catches with a decline in biomass as catches progressively increased in 1984 and thereafter (**Figure 16**). Catches peak in 1998 with over 20,000 t, while the stock continued declining to reach overfished status during the early 1990s. After the reduction of catches post 1995, the stock started to recover. The status of stock plot in 2013 indicates that the fishing mortality is less than the reference F_{MSY} and the biomass is above the estimated reference of B_{MSY} (**Figure 17**).

Appendix 6 includes information on various sensitivity runs that were accomplished. Several sensitivity scenarios were run with the Production Model as described in **Table 6.1.2 in Appendix 6**. The run 1 with equal weighting for all indices and estimating all parameters converged, albeit the model reported a negative correlation among some of the indices (**Table 6.1.3**). Estimated parameters and confidence bootstrapped results are shown in **Table 6.1.4 in Appendix 6**. Fits to indices of abundances and trends of relative biomass and fishing mortality are shown in **Figures 6.1.1 and 6.1.2 in Appendix 6**. No differences were observed when assuming different initial guess estimates for the B_0/K parameter.

The sensitivity run comparing shape parameter of the surplus production curve indicated that the data support a Logistic shape function rather than the asymmetric Fox model (**Table 6.1.5, Figure 6.1.3 in Appendix 6**). Using a Generalized model, the estimated alpha parameter was 0.503 closer to the Logistic assumption than the Fox model. However, overall the results indicate a high productivity of the stock as indicated by high estimated values of r above 0.7. The retrospective analysis shows a pattern, with increase of relative fishing mortality and decrease of relative biomass as data from recent years are removed. These results change when data from 2008 forwards was removed (**Table 6.1.6, Figure 6.1.4 in Appendix 6**). A sensitivity run restricting the data to the 1980-2013 period, and adjusting the input guess of B_0/K to 0.5 indicated a similar trend of relative biomass and fishing mortality compared to the model with data from 1950 (**Figure 6.1.5 in Appendix 6**). Because relative indices of abundance are restricted to 1987 forward, the Group presented a nominal CPUE series from an Italian longline fishery presented at the SCRS (De Metrio *et al.* 1999) (**Figure 6.1.6 in Appendix 6**). Overall results show similar trends of relative biomass and relative fishing mortality for most of the sensitivity runs.

4.2.3 Age structured models

XSA

Time series of recruitment, SSB, catch and fishing mortality are given in **Figure 18**. A retrospective analysis that was also conducted does not show any particular pattern (**Figure 19**). Recruitment shows a slightly declining trend in the last decade, while stock biomass remains stable. **Tables 12 and 13** present the estimates of population numbers and fishing mortality at-age respectively. Trends in F-at-age are shown in **Figure 20**; there appears to have been a recent decline in F, particularly for ages 1 and 2.

Equilibrium yield analyses

A Beverton and Holt stock recruitment relationship was fitted, see **Figure 21** for the fit with diagnostics. There appears to be a recent shift in recruitment in the most recent years (considering also the XSA estimates of SSB and R) and this was evaluated using the STARS algorithm (Rodionov, 2004; Szuwalski *et al.*, 2014). The shaded area gives the mean and standard deviation of recruitment prior to the regime shift (**Figure 22**).

Following the above analysis a Beverton and Holt stock recruitment relationship was refitted to data from the period 2003 to 2012 (data from 2013 were omitted since recruitment in this year came solely from shrinkage) (**Figure 23**).

The resulting equilibrium estimates for several biological reference points are given in **Table 14**; equilibrium curves are illustrated in **Figure 24**. Estimates of uncertainty derived from the Terminal N standard errors in the time series are presented in **Figure 25** and the Kobe phase plot in **Figure 26**. The current (2013) SSB and F levels suggest that the stock is overfished and subject to overfishing.

4.2.4 Synthesis of assessment results

The Group discussed the limitations and strengths of the various assessment methods used to evaluate stock status of Mediterranean swordfish and the commonalities and differences in the results obtained. There was consensus among the models that the stock had declined in the 1980s, and has been stable or slightly increasing since then. However, the XSA, ASPIC and BSP models gave different estimates of the absolute abundance, which caused them to produce very different estimates of stock status. BSP was the most optimistic, finding that the stock had never dropped below B_{MSY} , and current F was much lower than F_{MSY} . According to ASPIC, the stock had dropped below B_{MSY} in the early 1990s, but has now recovered above B_{MSY} . Current F was around half F_{MSY} . In contrast, the XSA found that current status was overfished and experiencing overfishing.

As in the previous assessment, the Group weighed the limitations of both models, given the available data, and considered that the XSA provides a more reliable assessment of stock status than the production models. A number of reasons were cited and informed the Group in reaching this conclusion:

- Catch at age data provides additional information to inform stock productivity in comparison to the production models that only use catch in biomass and relative abundance indices.
- Catch at age information used is an improvement from the one used in the last assessment as a consequence of completeness in the size frequency samples characterizing the catch at size for recent years.
- The lack of contrast in the relative abundance indices make production model results to be rather uncertain because stock productivity (estimates of r and K) is poorly defined by the data. This specially affects ASPIC results which do not have the additional information on stock productivity provided by the priors supplied to the BSP. It is also the result of the lack of relative abundance indices for the period when the stock is expected to have declined in abundance (1975-1985), as catch increased.

It should be noted that the approach of using the XSA results for stock status and projections is also consistent with previous assessments. Nevertheless, the XSA results have significant uncertainty.

The historical XSA estimates suggest that, from the 90s onwards, SSB has been relatively stable with little evidence of any trend. In the last ten years there is some suggestion of a reduction in F and recruitment. Like in most XSA implementations, recent estimates from VPA are the most uncertain and any increasing trend is within the range of interannual variability seen earlier in the time series. In spite of this uncertainty, estimates of population status from XSA indicate that the stock remains in the red quadrant as current (2013) SSB is about 65% lower than B_{MSY} and F is twice the F_{MSY} . These results, however, are based on deterministic analyses and the level of uncertainty in these estimates has not been evaluated.

4.3 Evaluation of management scenarios

The XSA model outcomes were projected forward under different exploitation scenarios. Each management scenario was simulated 500 times for a period of 25 years and as in the last assessment population size and volume of landings were estimated from the commonly used exponential decay and catch equations. In addition it was assumed that: (a) annual natural mortality equals to 0.2 for all ages and (b) annual recruitment deviates were similar to the period 2003 to 2012 (re-sampling from the recruitment residuals fitted to the recent data was done). In each simulation the total catch, recruitment, harvest and spawning stock biomass (SSB) by year were estimated. All scenarios were accomplished using the Fisheries Library in R (FLR) framework (<http://www.flr-project.org/>, Kell *et al.* 2007).

Four Mediterranean-wide management scenarios were examined. The first (base case) scenario assumes a continuation of the current exploitation pattern without any change, i.e. fishing mortality (F) at age for the entire projection period will be equal to that of 2013 (last assessment year). The second scenario assumes a 20% F reduction without any change in the selection pattern. Given that certain fleets have recently adopted the mesopelagic longline which has a different selection pattern than the surface one (**Figure 27**), the third and fourth scenarios assume a selection shift towards the mesopelagic gear for 50% of the total effort. Similarly, to scenarios 1 and 2, scenario 3 assumes no change in the overall F, while scenario 4 assumes a 20% reduction.

Results indicate that under current F, SSB will increase (**Figures 28 and 29**) under both exploitation patterns. However, even in the case of a 20% reduction of current F, SSB will still not reach the highest level in the time series, i.e. the late 80s' levels. If the selection pattern changes towards the mesopelagic gear then slightly higher yields will be provided.

Figures 30, 31 and 32 show the historical XSA estimates and projections of SSB, F and catch relative to MSY benchmarks. Although both SSB and F will remain below MSY levels, catch will be close to MSY even if F is reduced to 80% of current levels. This is due to the shape of the equilibrium curves (**Figure 24**), where even increasing F by an order of magnitude greater than F_{MSY} (0.25) results in yield decreasing only by just over 30%.

5. Recommendations

5.1 Statistics and research

- Data submission. The Group noted substantial improvement in terms of reporting data by the ICCAT deadlines, even when no analytical stock assessment is scheduled. However, late submission of data is still occurring, which preclude their use during the assessment meeting. Therefore the Group reiterated the need for data to be submitted by ICCAT deadlines.
- Participation by ICCAT Contracting Parties in the Assessment Working Group. The Group noted a substantial increase in participation, namely by scientists from several Contracting Parties having significant swordfish fisheries. This had obvious positive consequences for the Group's ability to accurately interpret fisheries trends, and provide better advice to the Commission. The Group encouraged such level of participation in future meetings.
- Catch. All countries catching swordfish (directed or by-catch) should report catch, catch at size (by sex) and effort statistics by as small an area as possible (5° rectangles for longline, and 1° rectangles for other gears), and by month. The Group noted that it is important to collect size data together with the catch and effort data to provide meaningful CPUEs.
- Discards. Recently adopted management measures may have increased discard levels, therefore the Group noted that participating countries should improve their estimates of discards of juvenile swordfish, when applicable, and submit such information to the ICCAT Secretariat.
- CPUE. The Group noted that new CPUE series have been developed and recommended the collection and recovery of historical data to increase the period covered by these time series. For example the nominal data presented in de Metrio *et al.* (1999) should be recovered and evaluated for possible standardization. The Group recommended EU-Italy mesopelagic longlines and traditional drifting surface longlines to be considered different gear, and separate CPUE series be developed in the future. The Group reiterated the need for CPUE to take into account the geographic stratification of the catch by gear and month using standard measures of effort for each gear (e.g. number of hooks for longline, length of nets for gillnet), on as fine a scale as possible (5° rectangles for longline, and 1° rectangles for other gears). In addition the Group also recommended considering other gear characteristics (i.e. use of light attractors, hook style, bait type, etc.) during CPUE standardization. Although CPUE by age is the usual input for the age-structured analyses, the Group recognized that this must be based on an increased level of sampling, not merely substitution of the current data. Therefore, it is recommended that increased sampling take place so that CPUEs can be developed by age. To achieve this goal, the Group noted that it is important to collect size data together with the catch and effort data to provide meaningful CPUEs.
- Environment. The Group recommended continued work to better identify the effects of the environment on swordfish biology, ecology and fisheries. Future CPUE analyses should focus on developing additional methods to explicitly incorporate environmental variability into the model, and the influence of environment on the distribution of spawners and juveniles.

- Gear selectivity studies. Further research on gear design and use is encouraged in order to minimize catch of age-0 swordfish and increase yield and spawning biomass per recruit from this fishery. The Group recommended further studies to be conducted on the recently developed mesopelagic longlines fisheries, due to the impact these new fisheries may have in terms of catch composition, CPUE series, size distribution of the catches and consequently on the assessment of the stock status and provision of management advice.
- Stock mixing and management boundaries. Considering differences in the catch and CPUE patterns between different Mediterranean fisheries, further research, including tagging (both electronic and conventional) and genetic investigations, in defining temporal variations in the spatial distribution pattern of the stock will help to improve stock delimitation, assessment and management. The Group also noted the need to intensify collaborative and multi-disciplinary research taking into account fine-scale (e.g. 1° squares) and quarterly sampling strata, aiming at improving the precise delimitation of the current (western) boundary between the Mediterranean and North Atlantic swordfish stocks.
- Next Mediterranean swordfish stock assessment. It is recommended that the next swordfish stock assessment be conducted no sooner than 2017, as long as there is no signal from the stock indicating decline. This allows time to increase the time series of catch and effort data, and to advance basic research and assessment methods. It should be noted that the data required for that session should be up to and including the year prior to the meeting.

5.2 Management

The available information on Mediterranean swordfish stock status indicates a relative stable pattern for biomass in the recent decades supporting catches that have ranged between 10,000 and 16,000 t. After the adoption of several Recommendations by the Commission since 2007, including those related to the banning of driftnets and especially the management measures for the Mediterranean swordfish adopted in [Rec. 11-03], reported catches have decreased significantly from the 2000s' level, the catches in 2012 and 2013 being the minimum values of the last three decades. And reported catches of juvenile swordfish of less than 90 cm has also decreased on average 54% in the last two years compared with the levels of the decade of 2000s. Seasonal closures and the introduction of the mesopelagic LL by some fleets have contributed to the observed decrease of catches of juveniles.

Over the last 20 years biomass levels appear to be rather stable. This situation has remained the same since the last assessment. However, fishing mortality levels have shown a declining trend since 2010 and it is likely that this is mainly due to the management measures adopted by the Commission. In any case, there is considerable uncertainty about the stock status relative to the Convention objectives, mainly due to the lack of clear signal in the data and the lack of abundance indices before 1987. The Group recommends to maintain the current management measures of Mediterranean swordfish as adopted in [Rec. 13-04] until further research increases our confidence in their effect on the stock.

However, the Group notes that the recently adopted management measures may have increased discard levels of undersized swordfish and therefore recommends close monitoring of the fishery and that every component of Mediterranean swordfish mortality be adequately reported to ICCAT by the CPCs.

Management measures have had a positive impact, however the Group also noted that the number of vessels in the ICCAT records of vessels authorized to catch Mediterranean swordfish is higher than the vessels that are active in each CPC. The Group recommends the Commission considers the implications of this potential excess capacity.

6. Other matters

No other matters were discussed by the Group.

7. Adoption of the report and closure

A draft version of the report was adopted during the meeting and it was finalized through correspondence.

The Chairman thanked the participants for their hard work.

The meeting was adjourned.

References

- Akyol, O., and T. Ceyhan. 2013. Age and growth of swordfish (*Xiphias gladius* L.) in the Aegean Sea. *Turk. J. Zool* 37:59-64.
- Anon. 2011. Report of the 2010 ICCAT Mediterranean Swordfish Stock Assessment Meeting (*Madrid, Spain, June 28 to July 2, 2010*). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT 66(4): 1405-1470.
- Anon. 2008. Mediterranean Swordfish Stock Assessment Session (*Madrid, Spain, September 3 to 7, 2007*). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 62(4): 951-1038.
- De Metrio, G., Cacucci M., Megalofonou P., Santamaria N. and Sion L. 1999. Trend of swordfish fishery in a Northern Ionian Port in the years between 1978 and 1997. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 49: 94-99.
- ICCAT 2013. Report of the 2012 Meeting of the ICCAT Working Group on Stock Assessment Methods. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 69(3): 1354-1426.
- Jensen, A. L. (1985) Comparison of catch curve methods for estimation of mortality. *Trans. Amer. Fish. Soc.* 114; pp.743-747.
- Kell, L.T. and A. Kell. 2011. Comparison of age slicing and statistical age estimation for Mediterranean swordfish (*Xiphias gladius*). Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT 66(4):1522-1534.
- McAllister, M. 2014. A generalized Bayesian surplus production stock assessment software (BSP2). ICCAT Collective Volume of Scientific Papers. SCRS/13/100.
- Mejuto, J. and J. M. de la Serna. 1993. A preliminary analysis to obtain a size weight relationship for the Mediterranean swordfish (*Xiphias gladius*). Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT 40(1):149-154.
- Rodionov, S.N. (2004) A sequential algorithm for testing climate regime shifts. *Geophysical Research Letters* R 31(9), doi: 10.1029/2004GL019448.
- Shepherd, J. G. "Extended survivors analysis: An improved method for the analysis of catch at age data and abundance indices." *ICES Journal of Marine Science: Journal du Conseil* 56.5 (1999): 584-591.
- Szuwalski, C.S., Vert-Pre, K.A., Punt, A.E., Hilborn, R., and Branch, T. A. (2014) Examining common marine fisheries assumptions about recruitment: a meta-analysis of recruitment dynamics for worldwide marine fisheries. *Fish and Fisheries*: in press.
- Ssentogo, G. W. and P. A. Larkin (1973) Some simple methods for estimating mortality rates of exploited fish populations. *J. Fish. Res. Board Can.* 30; pp. 695-698.
- Stanley, R. D., M. McAllister, P. Starr and N. Olsen, 2009. Stock assessment for bocaccio (*Sebastes paucispinis*) in British Columbia waters. Department of Fisheries and Oceans Canada (DFO) Publication: *Canadian Science Advisory Secretariat Research Document* 2009/ 055: xiv + 200 p.
- Tserpes, G. and N. Tsimenides. 1995. Determination of age and growth of swordfish, *Xiphias gladius* L., 1758, in the eastern Mediterranean using anal-fin spines. *Fish. Bull.* 93:594-602.
- Tserpes, G., and Peristeraki P. 2004. Catchability differences among the longlines used in the Greek swordfish fishery. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 56: 860 -863.
- Tserpes, G., Peristeraki, P., Di Natale, A. and Mangano A. 2011. Analysis of swordfish (*Xiphias gladius*) catch rates in the central-eastern Mediterranean. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 66(4): 1495-1505
- Walter J. F. and Cass-Calay S. 2012. Identifying biologically implausible interannual variability in CPUE indices; with application to Atlantic yellowfin tuna. ICCAT SCRS/2012/039.
- Wetherall, J., Polovina, J. and S. Ralston. Estimating growth and mortality in steady-state fish stocks from length-frequency data. In *ICLARM Conf. Proc.* pages 53–74, 1987.

RAPPORT DE LA RÉUNION ICCAT D'ÉVALUATION DU STOCK D'ESPADON DE LA MÉDITERRANÉE DE 2014

(Héraklion, Grèce, 21-25 juillet 2014)

1. Ouverture, adoption de l'ordre du jour et organisation des sessions

La réunion a été tenue à l'Hôtel Astoria à Heraklion (Grèce) du 21 au 25 juillet 2014. Le Dr Josu Santiago, au nom de l'ICCAT, a ouvert la réunion et a souhaité la bienvenue aux participants (« le groupe de travail »).

Le Dr George Tserpes (UE-Grèce), Président de la réunion, a souhaité la bienvenue aux participants de la réunion et a passé en revue l'ordre du jour qui a été adopté avec des modifications (**Appendice 1**).

La liste des participants se trouve à l'**Appendice 2**. La liste des documents présentés à la réunion est jointe à l'**Appendice 3**. Les participants suivants ont assumé les fonctions de rapporteur :

Points 1, 6 et 7	Secrétariat
Point 2	J. Neilson
Point 3	D. Die, J. Neilson
Point 4	L. Kell, E Babcock
Point 5	J. Santiago, M. Santos

2. Description et évolution des pêcheries d'espadon méditerranéen

Les pêcheries d'espadon méditerranéen se caractérisent par des niveaux de capture élevés. Il convient de noter que les captures moyennes déclarées annuellement (en moyenne environ 13.408 t de 1988 à 2013) sont similaires à celles de l'Atlantique Nord, même si la Méditerranée renferme un volume d'eau nettement inférieur à celui de l'Atlantique Nord. Toutefois, la zone reproductrice potentielle de la Méditerranée est probablement relativement plus vaste que celle de l'Atlantique. De surcroît, la productivité de l'espadon de la mer Méditerranée est jugée très élevée.

La pêche de l'espadon est réalisée en Méditerranée à l'aide de harpons et de filets dérivants (filets maillants dérivants) au moins depuis les temps romains. Actuellement, en raison de la forte demande d'espadon frais, la pêche de l'espadon se pratique dans toute la mer Méditerranée. Ces dernières années (2003-2013), UE-Italie (41%), le Maroc (14%), UE-Grèce (9%), la Tunisie (8%) et UE-Espagne (10%) ont constitué les plus grands producteurs d'espadon de la mer Méditerranée. L'Algérie, UE-Chypre, UE-Malte, la Tunisie et la Turquie comptent également des pêcheries ciblant l'espadon en Méditerranée. L'Albanie, la Croatie, UE-France, le Japon, la Libye, la Syrie et UE-Portugal ont également déclaré des prises accidentelles d'espadon. Le groupe a reconnu que d'autres flottilles pourraient bien capturer de l'espadon en Méditerranée, par exemple Israël, le Liban, l'Égypte et Monaco, mais aucune donnée n'est déclarée à l'ICCAT ou à la FAO.

Le total des débarquements d'espadon méditerranéen a dégagé une tendance ascendante de 1965 à 1972, s'est stabilisé entre 1973 et 1977, puis a repris sa tendance à la hausse, atteignant un pic en 1988 (20.365 t). La brusque hausse qui s'est produite entre 1983 et 1988 peut être attribuée en partie à l'amélioration des systèmes nationaux de collecte des statistiques de capture. Depuis 1988, les débarquements déclarés d'espadon de la Méditerranée ont chuté, et depuis 1990, ils fluctuent entre environ 10.000 et 16.000 t. En 2013, les prises se sont élevées à 11.254 t (Tâche I, **tableau 1**).

Ces dernières années (2003-2013), les principaux engins de pêche utilisés étaient la palangre de surface (représentant en moyenne 84% de la prise totale) et le filet maillant. Depuis 2012, les filets maillants ont été éliminés. La **figure 1** présente l'évolution des prises en fonction de l'engin de pêche. L'espadon est également capturé au harpon et à la madrague et comme prise accessoire au sein d'autres pêcheries (palangres et filets dérivants ciblant le germon, senneurs, etc.).

Au cours de ces dernières années, l'ICCAT a pris plusieurs importantes initiatives de gestion ; un résumé des mesures est fourni dans le présent document. L'ICCAT a signalé pour la première fois son intention de protéger les juvéniles d'espadon de la Méditerranée en 2003, lorsqu'elle a déclaré qu'afin de protéger les juvéniles d'espadon, les Parties contractantes et les Parties, Entités ou Entités de pêche non contractantes coopérantes

devront prendre les mesures nécessaires pour réduire la mortalité des juvéniles d'espadon dans toute la Méditerranée (Rec. 03-04). La Recommandation a été rendue plus explicite dans la Rec. 07-01, où une fermeture d'un mois a été établie : « La pêche d'espadon de la Méditerranée devra être interdite en Méditerranée pendant la période courant du 15 octobre au 15 novembre 2008 ». La Rec. 08-03 a élargi la période de fermeture du 1^{er} octobre au 30 novembre. La période de fermeture a été élargie dans la Rec. 11-03 qui établissait que l'espadon de la Méditerranée ne devra pas être capturé (en tant qu'espèce cible ou en tant que prise accessoire), retenu à bord, transbordé ou débarqué durant la période comprise entre le 1^{er} octobre et le 30 novembre et pendant une période supplémentaire d'une durée d'un mois entre le 15 février et le 31 mars. Plus récemment, la Rec. 13-04 réaffirmait cette période de fermeture.

En ce qui concerne les tailles minimum, la Rec. 11-03 établissait une taille minimum qui interdisait la rétention à bord, le transbordement, le débarquement, le transport, le stockage, la vente, l'exposition ou la proposition de vente d'espadon de la Méditerranée mesurant moins de 90 cm de longueur maxillaire inférieur-fourche (LJFL) ou, comme alternative, pesant moins de 10 kg de poids vif ou 9 kg de poids éviscéré, ou 7,5 kg de poids éviscéré et sans branchies. Toutefois, les CPC pourront accorder des tolérances aux navires qui ont capturé accidentellement des petits poissons inférieurs à la taille minimum, à condition que ces prises accidentelles ne dépassent pas :

- a) 10 % du poids et/ou du nombre de spécimens par débarquement de la prise totale d'espadon des navires susmentionnés (en 2012).
- b) 5% du poids et/ou du nombre de spécimens par débarquement de la prise totale d'espadon des navires susmentionnés à partir de 2013.

La taille minimum réglementaire a été confirmée et élargie pour la saison de pêche de 2013 dans la Rec. 13-04.

En 2003, une interdiction frappant l'utilisation des filets dérivants dans la Méditerranée a été établie (Rec. 03-04), mais l'application intégrale de la réglementation n'est intervenue que plusieurs années plus tard. La Rec. 09-04 établissait une liste de navires de pêche autorisés à pêcher de l'espadon de la Méditerranée. Plus récemment, des restrictions ont également vu le jour en ce qui concerne le nombre d'hameçons transportés par des palangriers individuels (2.800 maximum), la taille de l'hameçon (7 cm de hauteur minimum) et la longueur de la palangre (55 km). Ces restrictions ont été établies en 2012 (Rec. 11-03) et sont demeurées en vigueur en 2013 (Rec. 13-04).

Descriptions des pêcheries par les participants du groupe de travail

Les scientifiques participant au groupe de travail ont fourni un résumé (ci-dessous) des récents développements survenus dans les pêcheries, y compris les mesures de gestion nationales (qui s'ajoutent aux mesures de l'ICCAT décrites ci-dessus). La **figure 2** illustre les zones méditerranéennes considérées dans les descriptions des pêcheries fournies ci-dessous.

Le groupe de travail s'est félicité de constater la bonne participation des CPC énumérées ci-dessous, ce qui représentait une amélioration considérable par rapport à la dernière réunion d'évaluation des stocks. Conjointement, les captures associées à ces pays représentent environ 95% des prises totales d'espadon de la Méditerranée en 2013.

Algérie

La pêche de l'espadon est une activité bien établie en Algérie où environ 303 petits bateaux de pêche d'une longueur égale ou supérieure à 9 m participent à cette activité. L'engin le plus communément utilisé dans la pêche ciblée est la palangre de surface, les chalutiers et les senneurs réalisant quelques prises accidentelles d'espadon. La longueur de la palangre varie entre 3.000 et 6.000 m et le nombre d'hameçons dépend de la longueur de la ligne principale). En règle générale, les pêcheurs arrivent sur les zones de pêche à l'aube après trois à quatre heures de transit. La palangre de surface dérive avec le courant pendant près de quatre heures, la profondeur de la pêche étant à environ 200 m.

La pêche est de nature saisonnière et du fait des fermetures de l'ICCAT et des conditions météorologiques, la flottille n'est opérationnelle que quatre à cinq mois de l'année. Au cours de ces cinq dernières années, la prise palangrière annuelle moyenne s'est élevée à environ 420 t, mais il y a de fortes variations d'année en année. La meilleure saison pour cibler l'espadon est la période courant de juin à septembre.

L'Algérie a mis en œuvre les mesures de gestion de l'ICCAT décrites précédemment.

Le groupe de travail a examiné le SCRS/2014/095 qui fournissait davantage d'informations sur la pêcherie algérienne de 2003 à 2013. Le groupe a fait remarquer qu'il existait des divergences importantes entre les données de prise de la Tâche I de l'Algérie et les informations présentées dans le document de travail. On a prié les auteurs de concilier les différences et de préparer un rapport pour la prochaine réunion du Sous-comité des statistiques du SCRS. Les informations sur les débarquements officiels pourraient ensuite être amendées si nécessaire.

UE-Grèce

Les flottilles grecques ciblant l'espadon opèrent dans tout le bassin de la Méditerranée orientale en utilisant exclusivement les palangres dérivantes. En 2013, environ 160 prenaient une part active à la pêche de l'espadon. La plupart se sont joints à la pêcherie de façon occasionnelle, principalement pendant les mois estivaux. La saison de pêche d'espadon suit les fermetures temporelles établies par l'ICCAT et un bateau de pêche commercial a besoin d'une licence spéciale pour être autorisé à pêcher de l'espadon.

L'espadon constitue la majorité des prises de grands pélagiques des flottilles de pêche grecques et selon les registres de l'ICCAT, la Grèce compte parmi les plus importants producteurs de la Méditerranée. Pendant la saison de pêche de 2013, la production d'espadon a été estimée à hauteur de 1.730 t, soit parmi les taux de production les plus élevés de la dernière décennie. Les taux de CPUE estimés reflétaient également cette production relativement supérieure.

La Grèce a mis en œuvre les mesures de gestion de l'ICCAT décrites précédemment.

UE-Italie

L'Italie possède une longue tradition historique de pêche de l'espadon, reflétée par l'essor de plusieurs pêcheries au cours d'époques plus récentes. L'Italie compte, en fait, une importante flottille de palangriers qui fournissent le gros des captures, tandis que de faibles captures sont obtenues par les quelques navires opérant au harpon qui sont encore actifs dans le détroit de Messine, par les madragues thonières, les pêcheurs sportifs et d'autres engins de surface. La structure de la flottille italienne a connu de considérables changements après l'interdiction des filets dérivants, étant donné que l'Italie possédait la flottille de filets dérivants la plus grande de la Méditerranée et qu'il n'était pas facile d'appliquer et de mettre à exécution la nouvelle réglementation en raison de la tradition fortement implantée.

La flottille palangrière se répartit dans diverses mers tout autour de l'Italie, la plus forte concentration se situant dans les régions méridionales de l'Italie. Les zones de pêche font apparaître une variabilité annuelle modérée, dépendant principalement de facteurs océanographiques. La plupart des navires sont des palangriers de petite à moyenne dimension, répartis dans de nombreux ports, exploitant habituellement les zones de pêche locales. Ils détiennent des licences pour différents engins (palangre, filet de trémail, filet maillant de fond, etc.) et opèrent une activité strictement saisonnière, changeant d'engin en fonction des saisons et des opportunités de pêche. D'autres navires, de taille moyenne à grande, ont généralement une activité plus ciblée, ciblant alternativement l'espadon, le germon ou le thon rouge et couvrant diverses zones de la mer Méditerranée. Certaines flottilles sont actives tout au long de l'année, tandis que la majorité des navires sont actifs du printemps jusqu'au début de l'automne.

La pêcherie a été fortement affectée par la hausse du prix du carburant, des appâts et de l'équipement technique et par la baisse simultanée du prix du produit.

La pêcherie palangrière a considérablement changé au cours de ces cinq dernières années. Entre 2009 et 2010, la palangre mésopélagique a été progressivement introduite dans pratiquement toutes les flottilles italiennes ciblant l'espadon, ce qui a donné lieu à une augmentation des captures des spécimens de plus grande taille et à une diminution des captures de juvéniles. La palangre mésopélagique est mouillée en plus grande profondeur et pendant plus longtemps par rapport à l'approche traditionnelle des pêcheries italiennes. La nouvelle approche est désormais prédominante dans les pêcheries palangrières italiennes. Ceci est particulièrement digne d'intérêt du fait que ces pêcheries sont parmi les plus grandes dans la zone du stock et les changements ont des implications pour l'emploi des taux de capture comme indices d'abondance dans l'évaluation des stocks. Le groupe a reçu des informations détaillées sur les nouveaux développements décrits dans plusieurs documents de travail, récapitulés ci-dessous.

Le SCRS/2014/100 présentait les effets de l'introduction de la nouvelle palangre mésopélagique dans la pêcherie de la mer de Ligurie depuis 2010, remplaçant la palangre de surface traditionnelle. Les résultats ont montré une augmentation considérable de la taille moyenne de l'espadon et de la CPUE nominale, accompagnée d'une baisse des prises accessoires pour les deux premières années (2010 et 2011). Une chute considérable, à la fois de la taille moyenne et des valeurs de CPUE, a été enregistrée en 2012, suivie d'une faible récupération en 2013. L'introduction de ce nouvel engin a révélé la présence inattendue d'une fraction de la population d'espadon, composée de gros spécimens reproducteurs, jusqu'alors partiellement exploités par la pêche commerciale.

Le SCRS/2014/106 documentait les résultats d'une étude de la composition de la capture de la flottille de pêche italienne de 2007 à 2013. Les données ont été collectées dans plusieurs ports de débarquement tout au long du littoral italien et en mer en suivant les méthodologies de l'ICCAT. Pour chaque échantillon, la longueur maxillaire inférieure - fourche (LJFL) et le poids vif (RWT) ont été mesurés. Pour le poisson éviscéré, le poids vif a été estimé à l'aide des coefficients de conversion de l'ICCAT pour l'espadon de la Méditerranée. Chaque fois qu'il n'a pas été possible de mesurer le poids, une estimation a été effectuée à l'aide de la relation longueur-poids pour l'espadon de la Méditerranée. Afin d'estimer l'âge de chaque échantillon, le deuxième rayon de la nageoire anale a été prélevé. Dans la mesure du possible, on a déterminé le sexe des poissons par une inspection visuelle des gonades pendant l'opération d'éviscération ; 27.530 poissons ont été échantillonnés pendant la période 2007-2013 ; le plus grand nombre d'échantillons provient de la zone de la mer Tyrrhénienne, la mer Adriatique et le détroit de Sicile étant deux autres zones importantes. Si l'on considère la période 2007-2013, la tendance générale de la capture totale est négative. Depuis 2004, le pourcentage de prises « non classifiées » ne cesse de baisser et a pratiquement disparu au cours de ces deux dernières années.

On a mesuré 27.530 poissons pour en obtenir la longueur (nombre maximum : 6.382 en 2008, minimum : 1.353 en 2011). Les échantillons ont été regroupés en fonction de la taille de la cohorte (5 cm). 98% de l'espadon capturé mesure entre 80 et 190 cm, avec une longueur moyenne de 140 cm. Le pourcentage de spécimens sous-taille est très faible pour chaque année (max. 8% en 2007) et il était généralement en diminution de 2007 à 2013. On a dénombré 1.865 échantillons observés par sexe pendant la période 2010-2013 (810 femelles et 1.055 mâles). Les classes de taille les plus représentées étaient entre 120 et 175 cm : ces classes regroupent 78% des prises mâles totales et 57% des femelles. Les femelles étaient relativement plus nombreuses dans les classes de plus de 175 cm (représentant 22% du total des captures par rapport à 12% pour les mâles). La moyenne générale s'établissait à 160 cm pour les femelles et 140 cm pour les mâles. On a prélevé 752 échantillons pour déterminer l'âge ; environ 90% des échantillons appartiennent aux classes 2 à 6. En ce qui concerne le sexe, il existe des différences entre les mâles et les femelles : pour les mâles, les classes d'âges les plus représentées sont entre 2 et 5. Le plus grand nombre de femelles se trouve dans les âges 2 à 7. Pour la période 2007-2009, les données ne sont pas disponibles.

Le SCRS/2014/111 s'est concentré sur une description du nouveau type de palangre, que les auteurs appellent pélagique ou mésopélagique. Depuis l'interdiction en 2002 de la pêcherie opérant au filet maillant (« spadara »), la pêcherie d'espadon italienne n'est pratiquée qu'avec des palangres pélagiques. Quelques pêcheurs ont progressivement modifié la palangre pélagique de surface traditionnelle pour en faire un engin de pêche semi-pélagique, qui s'est avéré très efficace et a été graduellement adopté par pratiquement toute la flottille palangrière italienne. En 2012, un projet a été lancé dans le but d'examiner le phénomène ainsi que de comparer la distribution de tailles de la capture et les pratiques de pêche des deux engins de pêche, la palangre de surface traditionnelle et la palangre semi-pélagique.

On a estimé qu'environ 800 « palangriers dérivants » avaient pour cible principale l'espadon. Un échantillon de 352 navires a été sélectionné afin de recueillir des informations sur l'emploi de l'engin et un sous-échantillon de 26 navires a été sélectionné pour recueillir des données de capture. Les principaux paramètres biométriques ont été recueillis pendant l'échantillonnage, ainsi que des données techniques concernant les engins de pêche et d'autres informations pertinentes. En Italie, on estime qu'au moins 800 « palangriers pélagiques » ont pour cible principale l'espadon. Les navires se répartissent essentiellement dans la mer Tyrrhénienne, la plus grande partie de la flottille autour des côtes siciliennes (mer Tyrrhénienne et Ionienne), le détroit de Messine, le canal de Sicile et la mer Adriatique Sud.

Même si la technique de pêche pélagique est de loin la plus utilisée, la majorité des navires utilisent les deux engins en fonction des conditions de la mer, de la saison et des opportunités de pêche. La palangre de surface est plus facile à utiliser et plus rapide lors de l'activité de pêche (taille plus réduite et temps de mouillage plus court) ; elle peut être utilisée par les bateaux plus petits et bien plus près des côtes (pêche dans les couches superficielles) et elle exerce son principal effort uniquement pendant les heures nocturnes.

La durée de mouillage de la palangre pélagique est souvent bien plus longue, elle a besoin d'une plus grande profondeur et doit être plus éloignée de la côte. Elle pêche toute la journée et emploie un volume considérable de la colonne d'eau. Habituellement, plus d'un engin est mouillé au cours de la même sortie de pêche ; c'est pourquoi un plus grand effort de pêche peut être déployé.

Au total, 2.070 spécimens (LJFL entre 81,8 et 235,0 cm, longueur moyenne 121,73 cm) ont été échantillonnés dans trois ports. L'engin pélagique capture en moyenne des espadons plus gros mais également une gamme de taille plus large, tandis que les captures de la palangre de surface sont plus limitées aux tailles moyennes et petites. Les valeurs de CPUE, en termes de kg/1.000 hameçons, s'élèvent à 141,8 kg dans l'échantillonnage global, avec des valeurs partielles de 174,8 pour la palangre pélagique et 78,5 pour la palangre de surface.

L'Italie a mis en œuvre les mesures de gestion de l'ICCAT décrites précédemment.

UE-Espagne

La pêche espagnole d'espadon en Méditerranée est réalisée à la palangre de surface et à la palangre « piedra-bola ». L'espadon est également capturé de façon saisonnière, en petites quantités, comme espèce accessoire par les palangriers qui ciblent le thon rouge et le germon. En 2013, la prise totale d'espadon s'élevait à 1.607 t, ce qui est comparable à celle enregistrée par la pêcherie au cours de ces dernières années. La pêcherie palangrière de surface est demeurée relativement stable en ce qui concerne l'effort de pêche, le nombre de navires impliqués dans la pêcherie, ainsi que leurs caractéristiques techniques (en moyenne, 11 m de longueur, 145 c.v. et 25 TJB).

La pêche espagnole d'espadon à la palangre en Méditerranée est régie par les recommandations de l'ICCAT décrites précédemment.

Maroc

La pêcherie marocaine d'espadon opère en Méditerranée depuis 1983. Avec l'introduction du filet dérivant dans la zone au début des années 90, la pêcherie a connu une importante expansion dans les années 90. Depuis 2008, les prises méditerranéennes se sont considérablement réduites en raison de la mise en œuvre du plan national d'interdiction du filet dérivant, suite à la Rec. 03-04 de l'ICCAT.

Depuis l'interdiction totale de 2012 frappant l'utilisation des filets dérivants dans les eaux marocaines, l'espadon est principalement ciblé par les palangriers dans la mer Méditerranée, notamment dans le détroit de Gibraltar (**figure 2**). La saison de pêche a lieu entre août et septembre et de décembre à janvier, avec un point culminant en décembre. Cette espèce est parfois capturée en petite quantité à la madrague et à la senne.

Après les débarquements record de 4.900 t enregistrés en 1997, les prises d'espadon font l'objet depuis 2005 d'une chute régulière et se situaient à 770 t en 2013. La prise moyenne pendant la période 2012-2013 s'élevait à environ 786 t, ce qui représentait une baisse d'environ 44% par rapport à la période 2009-2011. Cette réduction importante des prises totales est due à l'interdiction totale frappant les filets dérivants depuis 2012.

Au cours de la dernière décennie, la taille moyenne des poissons débarqués dans le détroit de Gibraltar n'a pas dégagé de tendance claire ; elle est demeurée relativement stable aux alentours de 145 cm (45 kg).

Outre les mesures de gestion de l'ICCAT déjà décrites, le Maroc a établi une congélation de l'effort de pêche par le biais de la suspension des investissements pour la construction des navires depuis 1992 (Circulaire note N° 3887 du 18 août 1992). Le Maroc a en outre mis en œuvre une taille minimale de 125 cm jusqu'en 2011 compris, mais la nouvelle taille minimum établie par l'ICCAT (Rec. 11-03) a été mise en œuvre au titre de 2012 et ultérieurement.

Tunisie

L'espadon représente une espèce économiquement importante pour la Tunisie. La production nationale s'établit à environ 1.000 t depuis 2003. La principale saison de pêche est l'été. La palangre de surface est le type d'engin le plus communément utilisé. On dénombre 466 navires autorisés à capturer de l'espadon (année 2013). Cette flottille dispose de 20 ports de débarquement. Le port principal se trouve dans le Nord. Toutefois, la région orientale abrite la principale partie de la flottille (62%). La longueur des navires oscille entre 5 et 20 m, le tonnage (TJB) entre 1,7 et 49 t et la puissance motrice (CV) va de 30 à 500 CV.

Les réglementations régissant la pêche suivent les recommandations de l'ICCAT décrites précédemment. Des détails supplémentaires sur la pêcherie d'espadon de la Tunisie peuvent être consultés dans le SCRS/2014/109. Dans son examen, le groupe de travail a constaté quelques divergences entre la Tâche I et l'information sur les débarquements contenue dans le SCRS/2014/109, mais il s'agissait de légères différences (environ 2%).

Turquie

En Turquie, la pêche de l'espadon en Méditerranée remonte au début du 17^e siècle. Elle s'est pratiquée dans la mer Égée et la mer Méditerranée orientale. Même si le harpon a été employé dans le Nord de la mer Égée, la palangre a été utilisée dans la mer Égée et la mer Méditerranée orientale. Or, certains espadons sont également capturés accidentellement à la senne en tant que prises accessoires. Environ 150 navires prenaient part à la pêche de l'espadon et la plupart d'entre eux mesurent moins de 20 m (LOA). Cette pêche a lieu six à sept mois par an en raison de la fermeture saisonnière et des conditions météorologiques.

La prise annuelle est variable, allant de 7 t en 1976 à 589 t en 1988. En 2012, le volume total des captures s'est élevé à 79,7 t et il a légèrement augmenté jusqu'à 96,8 t en 2013 ; néanmoins, les prises totales d'espadon ont connu une nette diminution qui pourrait être attribuée à la cessation de la pêcherie de filet maillant.

La Turquie a mis en œuvre les mesures de gestion de l'ICCAT décrites précédemment. De surcroît, la Turquie utilise une taille minimum de débarquement de 125 cm LJFL.

Résumé des pêcheries nationales

Il ressort clairement d'après les descriptions des pêcheries présentées ici que la pêcherie d'espadon de la Méditerranée appuie un certain nombre d'importantes pêcheries nationales qui comptent un nombre considérable de navires actifs. Or, le groupe a fait remarquer que le nombre de navires figurant sur la liste ICCAT (Registre ICCAT des navires SWO-MED établi en vertu de la Rec. 11-03), qui contient une liste des navires de pêche autorisés à capturer de l'espadon dans la Méditerranée, est souvent bien supérieur au nombre des navires actifs autorisés par les CPC à pêcher de l'espadon méditerranéen en 2013.

<i>CPC de l'ICCAT</i>	<i>Navires autorisés actifs en 2013</i>
Algérie	303
UE-Chypre	non applicable
UE-Espagne	70
UE-France	non applicable
UE-Grèce	160
UE-Croatie	non applicable
UE-Italie	1944*
UE-Malte	non applicable
UE-Portugal	non applicable
Maroc	non applicable
Tunisie	Environ 460
Turquie	100
Total	2990

(*) conformément aux dispositions actuelles internationales et de l'Union européenne, données disponibles des carnets de pêche de 1944 navires d'une LOA > 10 t, 264 navires dont les captures ont été consignées dans le carnet de pêche pour 2013.

La liste ci-dessus reflète les informations dont disposait le groupe de travail au moment de l'évaluation et, comme indiqué, est une sous-estimation du nombre de navires actifs participant à la pêcherie méditerranéenne.

3. Mise à jour des informations de base : espadon

3.1 Nouvelles informations biologiques

Le groupe a examiné le SCRS/2014/110, qui présentait les résultats d'une étude de croissance de l'espadon dans le détroit de Gibraltar fondée sur les données mensuelles des fréquences de taille recueillies auprès de la pêche marocaine de filets dérivants pendant la période 2006-2011. Les paramètres de croissance ont été estimés par l'analyse de progression modale (MPA), en utilisant les méthodes Bhattacharya et NORMSEP.

Le schéma de croissance de l'espadon dans le détroit de Gibraltar s'est avéré être très similaire à celui obtenu d'études antérieures dans diverses zones de la Méditerranée (Tserpes et Tsimenides 1995). Compte tenu des différences de croissance entre l'espadon de l'Atlantique et celui de la Méditerranée, ceci suggère que la majorité des poissons capturés dans cette zone appartiennent très vraisemblablement au stock méditerranéen. Il est toutefois nécessaire de procéder à de nouvelles études afin d'identifier le degré de mélange des stocks.

Le groupe a rappelé que dans un autre document récent (Akyol et Ceyhan 2013), des résultats comparables avaient été obtenus à partir de la détermination directe de l'âge en utilisant des sections des épines de la nageoire anale.

Comme les études disponibles sur l'âge et la croissance concordent en général, les équations de croissance adoptées par le groupe de travail continuent d'être les mêmes que celles élaborées par Tserpes et Tsimenides (1995). De surcroît, compte tenu de la cohérence des résultats des diverses études sur l'âge et la croissance, le groupe a conclu que les travaux de modélisation devraient refléter un niveau élevé de certitude dans les paramètres de croissance estimés.

Comme aucune nouvelle information n'a été présentée pour les autres paramètres biologiques, le groupe de travail s'est servi des mêmes données d'entrée que celles utilisées dans l'évaluation de stock de 2010. Un récapitulatif des paramètres biologiques utilisés par le groupe est fourni ci-après :

Paramètre	Moyenne	CV	Distribution	Description	Source
M	0,206	0,25	Lognormale	Mortalité naturelle (1/an)	McAllister (2014)
Linf	238,58	0,1	Lognormale	Longueur asymptote de Von Bertalanffy	Moyenne : Manuel de l'ICCAT. CV : Groupe de travail
K	0,185	0,1	Normale	Paramètre de croissance de von Bertalanffy	Moyenne : Manuel de l'ICCAT. CV : Groupe de travail
t0	-1,404	0,2	Normale	Âge à longueur zéro de Von Bertalanffy	Moyenne : Manuel de l'ICCAT. CV : Groupe de travail
a	8,90E-07	0,1	Lognormale	Paramètre poids par taille	Moyenne : Manuel de l'ICCAT CV : McAllister (2014)
b	3,554738	0,1	Normale	Paramètre poids par taille	Moyenne : Manuel de l'ICCAT CV : McAllister (2014)
L50	142	0,2	Lognormale	Longueur à 50% de maturité	Moyenne : Manuel de l'ICCAT CV : McAllister (2014)
d	0,2	0,2	Lognormale	Paramètre de l'ogive de maturité logistique	Groupe de travail
h	0,83	0,14	Beta	Steepness $h=0,2 + 0,8 \text{ Beta} (5,86, 1,59)$	McAllister (2014)

3.2 *Prise, effort, taille par âge, prise par âge*

Au début de la réunion, le Secrétariat a présenté l'information la plus actualisée dont il disposait pour le stock de d'espadon méditerranéen. Celle-ci couvre la prise nominale de la Tâche I (T1NC), la prise et l'effort de la Tâche II (T2CE) et les fréquences de taille de la Tâche II (T2SZ). Aucune nouvelle donnée de marquage conventionnel n'est disponible depuis l'évaluation de 2010.

Prise de la Tâche I

Le **tableau 1** présente le tableau récapitulatif complet du SWO-MED. Les valeurs pour 2013 sont préliminaires. Le groupe de travail a noté que les données de capture disponibles semblaient être généralement complètes. Le groupe a considéré que la valeur pour la Tunisie pouvait refléter une estimation, compte tenu de la cohérence des captures au cours de ces dernières années et il a demandé que les valeurs soient vérifiées. En conséquence, le groupe a été informé par le représentant de la Tunisie que les données déclarées étaient en fait des estimations. Le scientifique algérien a constaté des divergences entre les captures algériennes de Tâche I et les valeurs déclarées dans le rapport national de l'Algérie. Il a été recommandé que le correspondant statistique de l'Algérie révise, actualise et présente au Sous-comité des statistiques la Tâche I NC soumise par année et type d'engin au titre de 2008 à 2010. Le groupe a également fait remarquer que les prises de 2012 pour l'Italie (autre engin de surface) n'ont pas été déclarées. Pour les besoins de l'évaluation, on a postulé que la prise de 2012 pour l'Italie (autre engin de surface) était la moyenne de 2010, 2011 et 2013 (718 t).

En 2013, la production totale pour le stock a augmenté pour atteindre 12.164 t, soit une hausse d'environ 23% par rapport à 2012, qui était la capture annuelle la plus basse depuis 1983.

La **figure 1** illustre les tendances des captures annuelles T1NC par an et engin principal. Dans l'évaluation des stocks antérieure, on avait constaté que le stock d'espadon de la Méditerranée est parmi les stocks qui comptent les plus grandes captures T1NC avec l'engin « non classifié ». Même si ces captures ne sont pas un élément principal des années contemporaines, il demeure des gammes d'années où d'importantes captures sont désignées comme engin « non classifié ». Les scientifiques nationaux des CPC concernées devraient s'efforcer de distinguer les prises de la T1NC par engin pour les périodes en question. La **figure 1** illustre aussi l'importance accrue de la composante de l'engin de palangre.

Tâche II (prise-effort et échantillons de taille)

Le catalogue détaillé de T2CE est présenté au **tableau 2**. Même si l'information sur la taille fait considérablement défaut (à titre d'exemple, UE-Italie en 2013), le groupe a constaté une amélioration générale de la disponibilité des données au cours de ces dernières années.

Le Secrétariat a présenté un résumé de la dérivation des données de capture par taille et de capture par âge dans le SCRS 2014/170, lequel est reproduit ci-dessous.

Données et méthodes

Les données de Tâche II sur l'espadon de la Méditerranée comprennent des informations sur la taille allant de 1975 à 2013, avec quelques observations sur la taille depuis 1961. Toutefois, le nombre d'échantillons de tailles s'est accru seulement après 1994, atteignant un point culminant en 2010. Depuis 1991, les CPC présentent la capture par taille (CAS), ce qui représente plus de 90% des informations disponibles (**figure 3**). Des CPC originaires de la Méditerranée ont transmis leurs données de taille et de CAS et au moins 17 types différents d'engins de pêche (**figure 3**). Onze CPC ont transmis des échantillons de tailles et seulement cinq CAS (UE-Chypre, UE-Italie, UE-Espagne, UE-Malte et Maroc). La longueur maxillaire inférieur-fourche (LJFL) est la principale mesure de la taille déclarée (99%), mais il existe aussi quelques échantillons de fréquence des poids (WGT, 1.213 observations). Globalement, on dispose d'un total de 754.534 mesures de la taille des poissons et de 2.916.005 données de prise par taille concernant l'espadon de la Méditerranée. La taille oscille entre 11 et 295 cm (LJFL) ; les tailles supérieures à 450 cm ont été considérées comme des valeurs atypiques et elles ont été exclues de toute nouvelle analyse (deux observations).

La **figure 4** illustre les distributions de tailles des échantillons de tailles et les données de CAS. Globalement, les deux types de données montrent des informations similaires ; la tendance centrale et la variance sont similaires, les distributions font apparaître une distribution asymétrique vers la gauche avec une pointe à la taille de 105-110 cm (LJFL), s'élargissant de 60 à 220 cm (LJFL). On a déclaré des captures d'espadon avec six principaux engins

de pêche : palangre (LL), canne et moulinet (BB), madrague (TRP), filet maillant (GN), harpon (HRP), ligne à main (HND) et catégorie d'engin inconnu (UNK). Les données de Tâche II incluent d'autres variables, telles que pavillon, flottille, zone portuaire et période temporelle. La plupart des données sont déclarées avec le mois de la capture ; toutefois, certaines observations sont consignées dans des strates trimestrielles ou semestrielles. Pour cette dernière, les données ont été assignées au milieu du mois du trimestre ou semestre correspondant.

La **figure 5** montre la distribution de tailles de l'espadon de la Méditerranée par année à partir de 1975. Pour les premières années (1975 à 1984), la taille moyenne des poissons était supérieure à la moyenne globale, en dépit du nombre limité d'observations. Depuis 1987, la distribution de tailles de l'espadon de la Méditerranée demeure plutôt stable, avec une moyenne d'environ 110 cm (LJFL). Toutefois, les histogrammes annuels montrent des différences dans l'éventail et la forme des distributions.

Un diagramme en mosaïques d'année par opposition à mois indiquait que les échantillons de tailles sont disponibles pour tous les mois, sauf au début de la période temporelle et lors des récentes années. À partir de 2010, les échantillons de tailles proviennent principalement des mois d'août et de septembre (**figure 6**). Les diagrammes en boîte à moustaches de taille par mois indiquent un schéma saisonnier, les grands poissons étant capturés en mai et juin, par rapport au reste des mois (**figure 6**). Il existe aussi des différences dans la distribution de tailles par type d'engin (**figure 7**). Le harpon capture des poissons plus grands, même si peu d'échantillons sont disponibles ; en revanche, la palangre et le filet maillant capturent des poissons plus petits.

Prise par taille et estimation de l'âge

L'objectif principal des données d'entrée de fréquences des tailles est de fournir des informations aux modèles d'évaluation sur la distribution de tailles ou par âge de la capture. Ceci part de l'hypothèse que les données de fréquence des tailles sont représentatives de la capture de la/des flottille(s). Dans les modèles où la composition démographique est la donnée d'entrée, habituellement, la matrice de CAA d'entrée est estimée à partir de la CAS combinée de toutes les flottilles. Pour l'espadon de la Méditerranée, la CAA a été créée à partir de la CAS globale, si une CPC déclarait la CAS pour ses flottilles ; cette information est la principale donnée d'entrée pour la CAS globale. Si seuls des échantillons de fréquence des tailles étaient fournis, ceux-ci étaient extrapolés pour estimer la CAS totale pour une flottille donnée ou si ni la CAS ni les données de taille n'étaient disponibles, des données de substitution des fréquences des tailles étaient utilisées suite aux recommandations antérieurement formulées par le groupe d'espèces sur l'espadon. En général, les substitutions se font à partir de flottilles engin-zone comparables. Des tableaux de substitution appliqués aux informations de CAS sont disponibles auprès du Secrétariat de l'ICCAT. La **figure 8** récapitule le niveau de substitution pour la période 2006-2013. Finalement, on a comparé la CAS avec la Tâche I déclarée (capture par pavillon/flottille) et la conversion du nombre de poissons en production a utilisé la relation longueur-poids actuelle (Mejuto et De la Serna, 1993) pour l'espadon de la Méditerranée, et une bonne compatibilité a été constatée.

En utilisant la relation taille par âge actuellement adoptée pour l'espadon de la Méditerranée (Tserpes et Tsimenides, 1995), une matrice de CAA a été construite à l'aide d'un simple algorithme de découpage des âges appliqué à la matrice de CAS déclarée tous les mois. La détermination de l'âge a été réalisée sur une gamme de tailles allant de 30 à 290 cm dans des intervalles de 1 cm, l'intervalle de 290 cm étant un groupe plus, en estimant la distribution démographique à partir des âges 0 à 19 plus. Le **tableau 3** illustre la matrice de CAA estimée et la **figure 9** montre la distribution des âges par année.

Les auteurs du document SCRS 2014/170 ont constaté que la comparaison des échantillons des tailles par rapport à la CAS fournie par les CPC montre des distributions et des valeurs de la tendance centrale très similaires. Ce résultat indique que les données de CAS et/ou les données de fréquences des tailles sont représentatives des pêcheries ; il faut toutefois noter que les CPC qui ont soumis à la fois les données de CAS et de fréquence des tailles, utilisent vraisemblablement les données de taille pour estimer leur CAS.

On a présenté en 2010 une comparaison de la CAA estimée par deux procédures (Kell et Kell, 2011). Les méthodes étaient une inversion du modèle de croissance von Bertalanffy comparable à la méthode du découpage des âges utilisée dans cette analyse, ainsi qu'une procédure stochastique ALK. Les auteurs ont conclu que, sur la base du modèle stochastique, le découpage des âges sous-estime les proportions d'âge des poissons plus jeunes. La CAA actuelle indique qu'environ 80% des captures correspondent aux âges 0 à 4 ; les âges 1 et 2 étant ceux qui prédominent (**figure 9**). Finalement, les estimations du poids moyen par âge montrent une tendance plutôt stable pour la plupart des âges, sauf pour le groupe plus (**figure 10**).

3.3 Indices d'abondance relative

Pendant la réunion, neuf indices d'abondance relative ont été assemblés à des fins d'examen pour l'évaluation (**tableau 4**). Un de ces indices, l'indice pour la pêche sicilienne de filet maillant calculé pour la période 1990-2009 par Tserpes et al (2011), a été présenté à l'évaluation antérieure. L'indice n'a pas été mis à jour parce que l'interdiction frappant les filets dérivants a éliminé cette pêche et aucune nouvelle donnée la concernant n'a été rendue disponible. Le groupe a débattu le fait que cet indice pouvait être biaisé étant donné qu'il inclut des années (2002-2009) au cours desquelles l'interdiction frappant les filets dérivants avait été en vigueur. Le groupe soupçonne que, pendant cette période, la distribution et qualité des rapports de capture individuels et par conséquent les données utilisées pour l'indice, risquaient d'avoir été affectées par le changement de gestion à tel point que la fiabilité de l'indice aurait pu en souffrir. Le groupe a par conséquent décidé de n'utiliser que l'indice pour la période 1990-2001 dans l'évaluation.

Un deuxième indice de CPUE historique a été examiné correspondant à la pêche du Nord de la mer Ionienne (De Metro et al 1999). Cet indice présente une série de CPUE nominale pour un seul port de pêche italien mais il est très utile en ce sens qu'il présente le plus vieux registre, remontant à 1978, des taux de capture palangrière d'espadon de la Méditerranée. Le groupe a discuté de l'utilité de cet indice ; préoccupé par le fait qu'il n'était pas standardisé, il a décidé de ne l'utiliser que pour des analyses de sensibilité. Il serait important de tenter de récupérer les données originales et de standardiser la CPUE pour cette série.

Quatre des autres indices de l'abondance relative présentés étaient des actualisations d'indices préalablement présentés (palangre grecque 1987-2013, palangre sicilienne 1991-2009, filet maillant marocain 1999-2011 et palangre espagnole 1988-2013) et trois étaient de nouveaux indices (filet maillant turc 2008-2010, palangre turque 2008-2013 et palangre ligure 1991-2009). L'indice palangrier sicilien présenté ici, a toutefois utilisé un sous-jeu de données historiques différent de celui présenté à la dernière évaluation (Tserpes et al 2011).

Il est important de noter que même si davantage d'indices étaient disponibles lors de cette évaluation par rapport à l'antérieure, l'interdiction frappant le filet dérivant affecte fortement le nombre d'indices disponibles pour les toutes dernières années. Depuis 2012, seuls les indices palangriers espagnols et grecs sont disponibles pour informer les modèles d'évaluation. Heureusement, ces indices sont associés à deux des principales flottilles méditerranéennes et représentent des données pour les rives opposées de la Méditerranée. Malheureusement, aucun indice n'est disponible pour la Méditerranée centrale depuis 2010. Ceci est en partie dû aux changements dans la façon dont les palangres ont été mouillées par les navires italiens. Depuis 2009, nombre de ces navires sont passés partiellement ou complètement à l'utilisation des palangres mésopélagiques qui pêchent en eaux plus profondes que les palangres dérivantes de surface (SCRS/2014/100, SCRS/2014/106, SCRS/2014/111). Le groupe a discuté de la nécessité de recueillir des données sur le type de palangre employée pour chaque sortie afin de pouvoir standardiser efficacement la CPUE des flottilles palangrières italiennes. Le groupe a conclu que, pour les besoins de la standardisation de la CPUE, les palangres mésopélagiques et les palangres dérivantes de surface devraient être considérées comme des engins distincts. En outre, le groupe a signalé qu'il y a des variations dans le mouillage des palangres, telles que les baguettes lumineuses, le type d'appât, etc. dont il faudrait idéalement tenir compte pendant la standardisation de la CPUE car il est bien connu qu'elles affectent les taux de capture de l'espadon (Tserpes et Peristeraki 2004). Jusqu'à présent, la standardisation de la CPUE de l'espadon de la Méditerranée pour les palangriers grecs a tenu compte du type d'engin (palangre dérivante de surface par opposition à palangre américaine).

Le groupe a élaboré un tableau récapitulant les caractéristiques des jeux de données, la rigueur dans la mise en œuvre de la standardisation de la CPUE et la solidité des résultats compte tenu de nos connaissances sur la productivité escomptée du stock (**tableau 5**). Ce tableau a été obtenu en suivant les recommandations du Groupe de travail sur les méthodes d'évaluation des stocks de l'ICCAT (ICCAT 2013) et suivait des tableaux similaires élaborés par les groupes d'espèces sur le germon et les thonidés tropicaux. Le groupe a adapté la description des classements afin que chaque critère s'ajuste aux besoins des données sur l'espadon de la Méditerranée. Spécifiquement, le groupe a décidé que les classements pour la longueur de la série temporelle devraient faire référence à une pêche qui a démarré sérieusement en 1980 plutôt qu'en 1950. Lors du classement des critères de plausibilité des tendances dans les données, le groupe a convenu de classer toutes les séries à 3 étant donné qu'aucune série n'a dégagé une forte tendance. Le groupe a également discuté du caractère approprié de la méthode de Walter et Cass-Calay (2012) pour évaluer la solidité des données, se demandant si les fluctuations dans l'indice sont plausibles biologiquement. Des doutes ont été émis quant au caractère approprié de cette méthode et l'on s'est demandé s'il ne vaudrait mieux pas utiliser le modèle d'évaluation pour évaluer cette plausibilité. On a souligné que ce tableau de critères est censé servir à sélectionner les indices qui devront être utilisés dans l'évaluation. C'est pourquoi le fait d'obtenir un classement des critères ne peut pas dépendre de l'exécution du modèle d'évaluation. Le groupe a donc décidé de retenir les critères de plausibilité des tendances et fluctuations mais, pendant l'évaluation en cours, il n'a pas évalué les indices selon les derniers critères.

Le SCRS/2014/096 a actualisé les taux de capture standardisée en nombre de poissons de la flottille espagnole de palangre de surface dérivante ciblant l'espadon à l'Ouest de la Méditerranée au titre de la période 1988-2013. Les données couvraient 24.239 sorties analysées au moyen de la modélisation linéaire généralisée (GLM). Les CPUE annuelles standardisées n'ont pas dégagé de tendance claire, mais l'indice a été plus variable au cours de ces dernières années. Le groupe s'est également demandé si les palangriers espagnols ont également fait apparaître ces derniers temps une tendance en faveur de l'utilisation de la palangre mésopélagique, à l'instar des flottilles italiennes. Les auteurs du document ont souligné qu'un segment réduit de la flottille utilise effectivement la palangre mésopélagique. Cette flottille n'a toutefois pas été en expansion et elle débarque une faible portion de la capture palangrière espagnole, qui continue d'être obtenue essentiellement des palangres dérivantes de surface.

Le SCRS/2014/097 présente les indices d'abondance de l'espadon (*Xiphias gladius*) des pêcheries turques opérant à la palangre et au filet maillant dans la mer Méditerranée orientale pendant la période 2008-2013. Les données de la CPUE au filet maillant suggéraient la présence d'une tendance d'abondance à la hausse pendant la période 2008-2010, même si l'analyse du jeu de données palangrières n'a fait apparaître aucune tendance particulière. Le groupe a fait remarquer l'importance de ces travaux car il s'agissait de la première fois que des indices avaient été calculés pour ces deux flottilles. Le nombre d'observations utilisées dans l'analyse est modeste, à savoir 133 pour le filet maillant et 50 pour la palangre, ce qui donne lieu à des indices très variables et incertains. Compte tenu de ce facteur et du nombre réduit d'années que ces indices représentent, le groupe a décidé de ne pas utiliser ces indices dans l'évaluation. Il est important de mettre l'accent sur l'information que ces indices fournissent pour décrire les pêcheries présentes sur la rive orientale de la Méditerranée et il convient d'encourager les auteurs à actualiser l'indice palangrier au fur et à mesure que de nouvelles données deviennent disponibles et éventuellement au fur et à mesure que davantage de données historiques sont récupérées.

Le SCRS/2014/104 présentait les taux de capture annuelle standardisée des pêcheries grecques opérant à la palangre dérivante de surface dans la mer Égée et la mer Levantine entre 1987 et 2013. La modélisation des données de CPUE a été réalisée au moyen de techniques de GLM et incluait les variables temporelles dans le modèle. Au fil du temps, d'importants changements sont survenus dans la capturabilité en raison des modifications d'engins, et certains de ces changements ont été pris en compte dans le document en ajustant la CPUE en conséquence. Le groupe a noté que même si les niveaux de CPUE ne dégagent aucune tendance particulière dans le temps, il ressort clairement qu'à partir de 2000, les indices estimés sont généralement plus faibles (exception faite de 2013) que ceux des années antérieures.

Le SCRS/2014/105 présentait les taux de capture annuelle standardisée des pêcheries sicilienne opérant à la palangre dérivante de surface traditionnelle dans la mer Tyrrhénienne et le détroit de Sicile. Les données couvraient la période 1991-2009 et des indices standardisés ont été estimés au moyen d'un GLM qui tenait compte des effets de l'année, mois et zone. Les résultats n'ont pas démontré la présence d'une tendance particulière dans le temps et, une fois de plus, ont plutôt varié d'une année à l'autre. Même s'il s'agit d'une actualisation de l'indice présenté par Tserpes (2011), l'indice estimé est différent de celui présenté en 2011 car le tout dernier jeu de données n'inclut que les opérations à la palangre dérivante de surface traditionnelle ciblant l'espadon.

Le SCRS/2014/108 actualisait les taux de capture de la flottille marocaine de filet dérivant ciblant l'espadon dans le détroit de Gibraltar jusqu'en 2011. Les taux de capture journaliers ont été analysés à l'aide de l'approche de modélisation linéaire généralisée (GLM), selon le postulat d'erreur log-normale, afin de calculer les indices d'abondance standardisés. L'indice de l'abondance relative a dégagé une tendance relativement stable pendant toute la série temporelle considérée. Les facteurs année, mois et taille du navire ont expliqué la plupart de la variabilité observée dans l'indice d'abondance. Cet indice correspond à une pêcherie capturant l'espadon à l'Ouest de la délimitation actuelle des stocks pour l'espadon de la Méditerranée. Or, le groupe a convenu de l'inclure dans l'évaluation comme il avait été inclus dans des évaluations antérieures. Le point 3.1 fournit des informations en appui à cette inclusion.

Le SCRS/2014/112 présentait les taux de capture annuelle standardisée des pêcheries opérant à la palangre dérivante de surface traditionnelle dans la mer de Ligurie. Les données couvraient la période 1991-2009 et des indices standardisés ont été estimés au moyen d'un GLM qui tenait compte des effets de l'année et du mois. Les résultats ont montré que l'indice de CPUE augmentait progressivement. Or, depuis 2000, l'indice est bien plus variable, ce qui masque en partie la tendance ascendante.

Lorsqu'il est échelonné à la moyenne de chaque indice et comparé, l'ensemble des indices ne dégage pas de tendance claire de changement de la biomasse (**figure 11**). Lorsque les indices individuels sont ré-échelonnés pour obtenir une moyenne de zéro et une déviation standard de un et ensuite lissés, il est possible de voir la tendance globale de toutes les données combinées (**figure 12**). L'indice lissé global fait apparaître une baisse de 1987 à 1990, puis une lente récupération à partir de 1991 jusqu'à nos jours. Il est important de noter, toutefois, que l'indice lissé explique une faible portion de la variabilité observée dans les données de l'indice échelonné. Quelques-uns des indices ont une corrélation négative, notamment le filet maillant sicilien et la palangre espagnole (**tableau 6**). Deux des indices ont fait apparaître une tendance légèrement à la hausse au cours des 10 dernières années (palangre espagnole et palangre de Ligure), tandis que tous les autres affichent une forte variabilité mais aucune tendance pendant cette période.

Pour les besoins de l'évaluation, le groupe a convenu de donner une pondération égale à tous les indices. Comme alternative à ceci, le groupe a également envisagé de pondérer les indices par la zone relative couverte par la pêcherie et par la capture relative débarquée par les pêcheries. Ces schémas de pondération alternatifs ont souvent été utilisés par les groupes d'espèces sur les thonidés tropicaux et les istiophoridés dans des scénarios du modèle de production.

Le groupe a convenu qu'il existe peu d'informations pour obtenir des pondérations de la zone relative pour les flottilles méditerranéennes étant donné que les données sur l'effort de pêche disponibles pour ces flottilles sont plutôt grossières, à un niveau de 5°, et par conséquent inadéquates pour une zone de la taille de la Méditerranée. Néanmoins, le groupe a décidé d'utiliser les données de la Tâche I afin d'obtenir les pondérations de la capture relative. Ces pondérations ont été directement obtenues des tableaux de la Tâche I disponibles à la réunion. Les prises des filets maillants marocains sont réalisées des deux côtés de la délimitation de 5°W. Afin d'associer les prises appropriées à l'indice marocain, le groupe a postulé que 50% de ces captures sont réalisées à l'Ouest de la délimitation de 5°W dans le détroit de Gibraltar. L'indice sicilien a été associé à la capture des flottilles déclarée à l'ICCAT comme provenant du Sud de la mer Ionienne, de la mer Tyrrhénienne et du détroit de Sicile. Malheureusement, ces données de capture n'étaient pas disponibles dans les tableaux de Tâche I pour toutes les années et flottilles et il a fallu effectuer quelques interpolations afin d'obtenir un jeu complet des pondérations de la capture relative (**tableau 7**). Ces interpolations étaient requises pour des années sélectionnées de quelques indices italiens. Chaque fois qu'aucune donnée n'avait été déclarée à l'ICCAT pour cette année et flottille, la prise était calculée comme étant le produit du total de la prise italienne déclarée et une valeur constante représentait la proportion que cette flottille représentait dans les captures de 1990-1995, période pendant laquelle l'Italie ventilait les rapports de capture entre les flottilles régionales.

De surcroît, les participants ont fourni des estimations de la capture palangrière de Ligure pour les années 1997-2000. Il n'était pas possible de reconstruire l'historique de la capture associée à la pêcherie du Nord de la mer Ionienne car les données de la Tâche I disponibles pour l'Italie pour la période 1968-1975 ne sont pas déclarées comme données palangrières et sont probablement incluses dans la catégorie d'engin inconnu. De 1976 à 1984, les données sont déclarées comme données palangrières mais elles ne sont pas séparées en fonction de l'origine de la flottille.

4. Évaluation des stocks

Un certain nombre de méthodes d'évaluation ont été utilisées pour fournir une idée sur l'effet du choix du modèle sur la détermination de l'état du stock et pour essayer d'employer la gamme la plus large possible de données disponibles : deux modèles de production différents (Bayésien et non Bayésien), un modèle structuré par âge, une analyse de la courbe de capture et un modèle de population structurée par âge (XSA). Deux de ces approches de modélisation ont été employées dans l'évaluation antérieure (ASPIC et XSA). Même si la mise en œuvre du modèle de production bayésien (BSP) est nouvelle pour l'espadon de la Méditerranée, ce modèle a été utilisé dans la dernière évaluation du stock d'espadon de l'Atlantique Nord (McAllister 2014). Comme dans l'évaluation antérieure et pour les raisons expliquées ci-dessous, le modèle structuré par âge (XSA) a été sélectionné pour formuler un avis sur l'état du stock et développer des projections.

4.1 Méthodes

4.1.1 Modèle de production excédentaire de type bayésien

Un modèle de production excédentaire de type bayésien a été appliqué aux données de capture et de CPUE pour l'espadon de la Méditerranée. Le logiciel utilisé était le même que celui disponible dans le catalogue de méthodes

de l'ICCAT, exception faite des éléments suivants : (1) une amélioration du traitement lorsque les populations s'effondrent dans les projections et (2) les données de sortie pour l'analyse de Kobe. Ce logiciel a été utilisé dans des évaluations antérieures de l'ICCAT, concernant le germon, les requins, les istiophoridés et l'espadon.

Le modèle bayésien a besoin de priors pour les paramètres du modèle, y compris la capacité de charge (K), la biomasse de la première année par rapport à K (Bo/K) et le taux intrinsèque de l'augmentation de la population (r). Le prior pour K était uniforme sur $\log(K)$, un prior imprécis qui favorise faiblement les valeurs plus petites de K. Le prior pour Bo/K avait une moyenne de 1,0 et un CV de 0,2, ce qui concorde avec la croyance selon laquelle la pêche était très limitée avant l'année de démarrage (1950). Le prior informatif pour r était obtenu d'une méthode fondée sur les données de croissance, de maturité et de recrutement, développée par McAllister (2014) pour l'espadon de l'Atlantique. Il convient de se reporter à l'Appendice 4 pour obtenir des détails sur la dérivation. Le prior de r était lognormal, avec une moyenne de 0,47, un coefficient de variation de 0,49 (déviations standard de $\log(r)=0,46$). La version temporelle continue du modèle BSP a été utilisée.

Six indices de la CPUE ont été employés : filet maillant marocain, palangre espagnole, palangre sicilienne, filet maillant sicilien, palangre grecque et palangre de Ligurie. Des modèles ont été exécutés avec la pondération par capture par opposition à la pondération égale des données de CPUE et soit avec le modèle de Schaefer ou une forme généralisée du modèle de production, pour les quatre principaux scénarios. Pour le cas de pondération égale, la déviation standard de l'erreur d'observation a été fixée à son estimation de vraisemblance maximale de 0,2 pour chaque valeur. Pour le cas de pondération par capture, les pondérations pour chaque valeur étaient égales au ratio de capture de chaque flottille par rapport à la capture totale au cours de chaque année. Ces ratios ont été ré-échelonnés pour impliquer une déviation standard de l'erreur d'observation moyenne de 0,2. Pour le modèle de production généralisée, la valeur du paramètre de forme (n) dans le modèle de Fletcher a été fixée à $n=0,67$, de façon à ce que $BPME/K=0,3$. Cette valeur a été choisie car il ressort de l'analyse en conditions d'équilibre que la production excédentaire maximale survient vraisemblablement à des niveaux de biomasse inférieurs à la moitié de K.

Les scénarios du modèle de diagnostic incluaient un scénario « post-modèle, pré-données » à la fois pour le modèle de Schaefer et le modèle de production généralisée. Les scénarios « post-modèle, pré-données » sont une méthode permettant d'évaluer l'influence des priors sur les résultats. Les modèles ont été exécutés avec des priors uniformes afin d'évaluer le contenu d'information des données. Chaque série était également ajustée indépendamment dans le modèle de Schaefer avec une pondération égale ($\sigma =0,2$), soit avec des priors informatifs ou uniformes. Finalement, une analyse rétrospective a été réalisée pour le modèle de Schaefer avec une pondération égale ($\sigma =0,2$).

Un certain nombre d'analyses de sensibilité ont été réalisées. Celles-ci incluaient une pondération égale avec une variance d'erreur d'observation égale à 1,0 ou 0,1, et une pondération par capture sans un ré-échelonnage des facteurs de pondération (variance d'erreur d'observation moyenne >1 pour les années dotées de plusieurs indices). Afin d'évaluer si les prises incertaines des années 50 à 70 ont influencé les résultats, l'année de départ a été portée à 1965 ou 1987. Dans les scénarios de sensibilité de l'année de démarrage, le CV préalable pour Bo/K a été augmenté jusqu'à 0,5, car il existait moins d'informations sur le ratio de la biomasse de départ au cours des dernières années. Pour le scénario qui a démarré en 1987, le Bo/K moyen a été établi à 0,9. Finalement, une analyse de sensibilité a été menée avec un prior alternatif pour r avec un r moyen de 0,76 et un CV de 0,39.

4.1.2 Modèle de production ASPIC

ASPIC a été utilisé pour ajuster les indices disponibles de l'abondance relative dépendants des pêcheries et la prise totale de l'espadon de la Méditerranée. ASPIC 5.33 (un modèle de production de stock incorporant des covariables) est une mise en œuvre (Prager 1994) d'un modèle de production en conditions de non-équilibre obtenu du modèle de production excédentaire de Schaefer (1957). Le logiciel ASPIC est maintenu et appuyé par le National Marine Fisheries Service (NMFS) et fait partie du catalogue de logiciels de l'ICCAT. Le modèle est plus formellement décrit dans Prager (1994) et Quinn et Deriso (1999). Le modèle incorpore plusieurs extensions aux modèles classiques de production des stocks, y compris la capacité à estimer la forme de la fonction de production de façon à ce qu'elle s'écarte du modèle de Schaefer. La routine ASPIC par bootstrap a été utilisée pour bâtir des intervalles de confiance non paramétriques approximatifs (80%) et pour corriger les biais en réalisant 500 essais. Les pondérations statistiques associées aux indices d'abondance relative ont été rendues égales pour toutes les données ou égales à la contribution relative des prises associées à chaque indice. Le modèle ASPIC a toujours été exécuté en postulant que la prise était connue sans erreur. Les estimations et contraintes initiales utilisées pour les paramètres de population ont été maintenues constantes pour tous les différents scénarios (**tableau 8**). Tous les paramètres du modèle, K, PME et q ont été estimés pendant l'ajustement.

Le modèle ASPIC a utilisé les données de prise totales pour la période 1950-2013 et six séries d'indices de CPUE qui incluaient les palangriers grecs, les palangriers italiens (deux indices des pêcheries de Sicile et de Ligurie), les palangriers espagnols, les filets maillants marocains et les filets maillants italiens. On a considéré que le stock était proche de sa capacité de charge de 1950. Les estimations finales des paramètres du modèle (K , $B0/K$, et q 's) ont été obtenues à l'aide d'un critère d'ajustement des valeurs les moins absolues.

Une série d'analyses de sensibilité a été réalisée afin d'examiner le postulat formulé lors de l'élaboration des données d'entrée pour l'ajustement d'ASPIC (tableau 9). On compte parmi les scénarios d'analyses de sensibilité, un scénario où l'indice du Nord de la mer Ionienne a été incorporé au jeu de données afin de voir comment l'ajout d'un indice d'abondance relative doté d'information allant du milieu des années 70 au milieu des années 80 affecte l'ajustement du modèle de production. Pour observer la sensibilité de l'ajustement à l'inclusion de chaque indice, des indices ont été retirés un par un des données d'entrée. Afin de constater l'effet du postulat de la forme de la fonction de production, un modèle de production Fox et une fonction de production généralisée ont été ajustés. Afin d'examiner l'effet de la longueur des séries temporelles de capture, la série temporelle a été commencée en 1980 plutôt qu'en 1950. Finalement, afin d'observer l'effet des récentes données sur l'ajustement, une analyse rétrospective a été réalisée en éliminant les données annuelles une année à la fois à partir de l'année la plus récente 2013 jusqu'en 2008.

4.1.3 Modèles structurés par âge

XSA

Une évaluation structurée par âge a été réalisée à l'aide de XSA en R en utilisant le logiciel FLXSA (partie du projet FLR, Kell et al., 2007; <http://www.flr-project.org/>). Les données de prise par âge (CAA) ont été créées en utilisant une analyse statistique de distributions mixtes qui, lors de l'évaluation antérieure, s'était avérée fournir des résultats statistiquement plus solides que le découpage des âges déterministe. Les estimations des coefficients de variation ont également montré qu'il existait peu d'information dans les distributions de tailles pour justifier le découpage de la prise par taille en âges de plus de 5 ans. C'est pourquoi, en accord avec les évaluations sur l'espadon de l'Atlantique, des scénarios de XSA ont été exécutés avec un groupe plus de 5 (cf. SCRS/2014/114 pour obtenir une documentation complète sur les scénarios de XSA).

Les paramètres biologiques utilisés pour la maturité et la mortalité naturelle par âge étaient les mêmes que ceux de la dernière évaluation, c.-à-d. que les poissons deviennent matures à l'âge 3 (quand 50% d'entre eux sont matures) et atteignent une complète maturité à des âges plus avancés ; on a postulé que la mortalité naturelle était égale à 0,2. Les poids par âge ont été obtenus de l'analyse mixte et concordaient avec la CAA.

Six jeux de données de CPUE étaient disponibles pour calibrer le XSA, à savoir filet maillant marocain (SCRS/2014/108), palangre espagnole (SCRS/2014/096), palangre sicilienne (SCRS/2014/105), filet maillant sicilien (Tserpes *et al.*, 2011), palangre grecque (SCRS/2014/104) et palangre de Ligurie (SCRS/2014/112). Les indices de la CPUE standardisée n'étaient pas différenciés par âge. On a considéré que ces indices dans le XSA étaient représentatifs des abondances des groupes d'âge 2-4 (le groupe plus n'est pas utilisé pour la calibration dans XSA), comme cela avait été postulé dans la dernière évaluation. On a postulé que la capturabilité de la flottille était indépendante de la taille de la cohorte pour les années et âges terminaux.

XSA estime les survivants (c'est-à-dire N terminaux par âge et année) pour chaque valeur observée de CPUE. Cela se fait par la régression du calibrage qui vise à prédire les nombres par âge de la population par année pour chaque série et ensuite à projeter la cohorte jusqu'à l'âge le plus avancé ou l'année la plus récente. En outre, la réduction à la moyenne est réalisée, lorsque les N terminaux incluent aussi un terme lié aux récents F ou F à des âges plus jeunes (réduction à la moyenne de F) et les nombres par âge, pour lesquels les classes d'âge sont recrutées, sont estimés à partir de la moyenne géométrique des récents recrutements (réduction à la moyenne de N). Les pondérations des séries temporelles peuvent être appliquées pour ne pas tenir compte des valeurs passées.

Deux scénarios de XSA ont été réalisés, soit un scénario basé sur les paramètres de 2010 et un scénario alternatif comparable fondé sur des diagnostics de qualité de l'ajustement et une analyse préliminaire des données de tailles et d'âge utilisant les courbes de capture. Le SCRS/2014/114 contient des détails sur les deux scénarios, incluant les diagnostics et les pondérations relatives. Les principaux changements dans le scénario alternatif comparable consistaient à réduire le volume de réduction de F à la moyenne étant donné que des changements se sont produits à la fois dans le schéma de sélection et F moyen. La gamme d'âges de la réduction de F a été ramenée à l'âge 1, car il n'existait que quatre âges véritables et F variait en fonction de l'âge. Sur la base des

diagnostics, le scénario comparable a été considéré pour évaluer l'état du stock et formuler un avis. L'évaluation finale de XSA couvrait la période allant jusqu'en 2013 et le **tableau 10** présente les options de contrôle utilisées dans le scénario comparable.

Analyses de production en conditions d'équilibre

Les résultats de XSA ont servi de base à une analyse en conditions d'équilibre qui combine des analyses de production et de reproduction par recrue avec une relation stock-recrutement et fournissent des résultats cohérents avec la projection à long terme. Les paramètres biologiques et la sélectivité par âge ont été obtenus des résultats de XSA.

4.2 Résultats de l'état du stock

4.2.1 BSP

Au cours de ces dernières années, les séries de CPUE ont affiché une légère tendance à la hausse et les quatre modèles ont tous suivi cette tendance (**figure 13**). Les données étaient quelque peu informatives de telle façon que les distributions a posteriori de K et r étaient différentes des priors (**figure 14**). Le mode de r était notamment plus élevé que le mode de son prior dans les quatre scénarios. Les modèles ont estimé que la PME s'élevait à environ 30-40.000 kg. Le modèle de production généralisée ($B_{PME}/K=0,3$) était plus optimiste que le modèle de Schaefer. La mortalité par pêche actuelle était autour de $0,34 F_{PME}$ dans les modèles de Schaefer et de $0,16 F_{PME}$ dans les modèles avec $B_{PME}/K=0,3$ (**tableau 11, figure 15**). L'état actuel du stock était en moyenne de $1,6 B_{PME}$ dans les modèles de Schaefer et de $2,6 B_{PME}$ dans les modèles généralisés. La pondération par capture et la pondération égale ont donné des résultats similaires.

Le diagnostic et les scénarios de sensibilité sont décrits en détail à l'**Appendice 5**. Les scénarios « post-modèle, pré-données » donnent des valeurs de r similaires aux valeurs antérieures, comme on pouvait s'y attendre. Les modèles ayant des priors uniformes ont donné des valeurs de r largement supérieures. Les ajustements des indices individuels varient légèrement en fonction de l'augmentation de la tendance récente (**figure BSP4 de l'Appendice 5**). Une analyse rétrospective du modèle de Schaefer exécutée avec une pondération égale a fait apparaître qu'il n'existe aucun schéma rétrospectif manifeste (**figure BSP5 de l'Appendice 5**). Les scénarios qui se terminaient vers l'année 2008 étaient plus pessimistes que le scénario actuel tandis que les scénarios se terminant en 2005 étaient plus optimistes. Les analyses de sensibilité ont fait apparaître que le postulat selon lequel la valeur moyenne de la déviation standard de l'erreur d'observation avait une forte influence sur les résultats. Par conséquent, les modèles qui utilisaient l'estimation de vraisemblance maximale de la déviation standard de l'erreur d'observation comme étant la meilleure estimation étaient plus crédibles que ceux qui utilisaient une valeur différente. Les scénarios dont l'année de départ était ultérieure étaient relativement similaires aux scénarios qui débutaient en 1950.

Les résultats du modèle BSP sont particulièrement sensibles au choix de la variance d'erreur d'observation. Même si les estimations de vraisemblance maximale de cette variance sont disponibles à partir de chaque série, le groupe pense que cette sensibilité devrait être examinée plus en profondeur afin de réduire l'incertitude associée à l'application de ce modèle à l'espadon de la Méditerranée.

4.2.2 ASPIC

Le scénario n°1 du modèle ASPIC SP (cas de référence) indique que le stock a été légèrement exploité entre 1950 et 1965 et que les captures ont ensuite connu une augmentation, se traduisant par une baisse de la biomasse, les prises ayant commencé à s'accroître progressivement à partir de 1984 (**figure 16**). En 1998, les prises ont atteint un niveau record de plus de 20.000 tonnes et le stock a continué à diminuer avant de se trouver dans une situation de surexploitation au début des années 90. Suite à la réduction des prises à partir de 1995, le stock a commencé à se rétablir. Le diagramme de l'état du stock en 2013 indique que la mortalité par pêche est inférieure à F_{PME} de référence et que la biomasse est supérieure au point de référence estimé de B_{PME} (**figure 17**).

L'**Appendice 6** présente des informations sur les divers scénarios de sensibilité ayant été exécuté. Différents scénarios de sensibilité ont été exécutés avec le modèle de production comme indiqué dans le **tableau 6.1.2** de l'**Appendice 6**. Le scénario n°1, dont la pondération est égale pour tous les indices et estimant tous les paramètres, a convergé, même si le modèle a fait état d'une corrélation négative de certains des indices (**tableau 6.1.3**). Les paramètres estimés et les intervalles de confiance obtenus par bootstrap sont illustrés au **tableau 6.1.4** de l'**Appendice 6**. Les ajustements des indices d'abondance et les tendances de la biomasse et de la mortalité par pêche relatives sont illustrés aux **figures 6.1.1** et **6.1.2** de l'**Appendice 6**. Aucune différence n'a été constatée en postulant différentes valeurs initiales pour le paramètre B_0/K .

Le scénario de sensibilité comparant le paramètre de forme de la courbe de production excédentaire indiquait que les données confirment une fonction de courbe logistique plutôt que le modèle asymétrique de Fox (**tableau 6.1.5**, **figure 6.1.3** de l'**Appendice 6**). En utilisant un modèle généralisé, le paramètre alpha estimé s'élevait à 0,503, ce qui se rapproche davantage du postulat logistique que du modèle Fox. Néanmoins, les résultats révèlent de manière générale que la productivité du stock est élevée, comme le démontrent les valeurs élevées estimées de r dépassant 0,7. L'analyse rétrospective fait apparaître l'existence d'un schéma d'augmentation de la mortalité par pêche relative et de diminution de la biomasse relative lorsque les données des dernières années sont éliminées; ces résultats diffèrent lorsque les données à compter de 2008 sont supprimées (**tableau 6.1.6**, **figure 6.1.4** de l'**Appendice 6**). Un scénario de sensibilité se limitant aux données de 1980 à 2013 et ajustant l'estimation initiale de B_0/K à 0,5 faisait apparaître une tendance similaire de la biomasse et de la mortalité par pêche relatives par rapport au modèle utilisant des données à compter de 1950 (**figure 6.1.5** de l'**Appendice 6**). Étant donné que les indices de l'abondance relative sont limités aux années ultérieures à 1987, le groupe a présenté une série de CPUE nominale reposant sur une pêcherie palangrière italienne ayant été présentée au SCRS (De Metrio *et al* 1999) (**figure 6.1.6** de l'**Appendice 6**). Les résultats généraux indiquent des tendances similaires de biomasse et de mortalité par pêche relatives pour la plupart des scénarios de sensibilité.

4.2.3 Modèles structurés par âge

XSA

La série temporelle du recrutement, la SSB, la capture et la mortalité par pêche sont illustrées à la **figure 18**. Une analyse rétrospective qui a également été menée ne montre aucun schéma particulier (**figure 19**). Au cours de cette dernière décennie, le recrutement affiche une tendance légèrement descendante, tandis que la biomasse du stock demeure stable. Les **tableaux 12** et **13** présentent les estimations de l'importance numérique de la population et la mortalité par pêche par âge, respectivement. La **figure 20** affiche les tendances de F par âge ; il semblerait y avoir une récente chute de F , notamment pour les âges 1 et 2.

Analyses de production en conditions d'équilibre

Une relation stock-recrutement de Beverton et Holt a été ajustée (cf. **figure 21** pour obtenir l'ajustement avec les diagnostics). Il semble qu'un changement se soit récemment opéré dans le recrutement de ces dernières années (si l'on considère aussi les estimations de SSB et R par XSA) et ce phénomène a été évalué à l'aide de l'algorithme STARS (Rodionov, 2004; Szuwalski *et al.*, 2014). La zone ombrée fournit la moyenne et la déviation standard du recrutement avant le changement de régime (**figure 22**).

Comme suite à l'analyse susdécrite, une relation stock-recrutement de Beverton et Holt a été réajustée aux données provenant de la période 2003-2012 (les données de 2013 ont été omises étant donné que le recrutement de cette année-là provenait uniquement de la réduction) (**figure 23**).

Les estimations résultantes en conditions d'équilibre pour plusieurs points de référence biologiques sont fournies au **tableau 14** ; les courbes en conditions d'équilibre sont illustrées à la **figure 24**. Les estimations de l'incertitude obtenues des erreurs standard du N terminal dans la série temporelle sont présentées à la **figure 25** et le diagramme de phases de Kobe se trouve à la **figure 26**. Les niveaux actuels (2013) de SBB et de F suggèrent que le stock est surpêché et qu'il fait l'objet de surpêche.

4.2.4. Synthèse des résultats de l'évaluation

Le groupe a débattu des limitations et des points forts des diverses méthodes d'évaluation utilisées pour évaluer l'état du stock d'espadon de la Méditerranée, ainsi que les points communs et les différences rencontrés dans les résultats obtenus. Les modèles ont unanimement déclaré que le stock avait chuté dans les années 80 et qu'il avait été stable ou en légère augmentation depuis lors. Toutefois, les modèles XSA, ASPIC et BSP ont fourni des

estimations différentes de l'abondance absolue et ils ont en conséquence produit des estimations très différentes de l'état du stock. BSP était le modèle le plus optimiste, affirmant que le stock n'avait jamais chuté en-dessous de B_{PME} et que le F actuel était bien inférieur à F_{PME} . Selon ASPIC, le stock avait chuté en-dessous de B_{PME} au début des années 90, mais s'est désormais rétabli au-dessus de B_{PME} . Le F actuel s'établissait à environ la moitié de F_{PME} . En revanche, XSA a découvert que l'état actuel est surpêché et fait l'objet de surpêche.

Comme dans l'évaluation antérieure, le groupe a soupesé les limitations des deux modèles, compte tenu des données disponibles, et a considéré que le modèle XSA fournit une évaluation plus fiable de l'état du stock que les modèles de production. Un certain nombre de raisons ont été évoquées et ont aidé le groupe à parvenir à cette conclusion :

- Les données de prise par âge fournissent des informations additionnelles sur la productivité du stock par rapport aux modèles de production qui n'utilisent que la prise exprimée en biomasse et les indices de l'abondance relative.
- Les informations utilisées sur la prise par âge constituent une amélioration par rapport à celles qui ont été employées dans la dernière évaluation du fait de l'exhaustivité des échantillons de fréquence de tailles qui caractérisent la prise par taille de ces dernières années.
- L'absence de contraste dans les indices d'abondance relative rend plutôt incertains les résultats des modèles de production étant donné que la productivité du stock (estimations de r et K) est insuffisamment définie par les données. Ceci affecte tout particulièrement les résultats d'ASPIC qui ne possèdent pas les informations supplémentaires sur la productivité du stock fournies par les priors apportés au BSP. Ceci est dû également à l'absence d'indices d'abondance relative pour la période où l'abondance du stock était censée avoir chuté (1975-1985) au fur et à mesure que les prises augmentaient.

Il convient de noter que l'approche consistant à utiliser les résultats de XSA pour obtenir l'état du stock et les projections est également conforme aux évaluations antérieures. Néanmoins, les résultats de XSA contiennent une part appréciable d'incertitude.

Les estimations historiques de XSA suggèrent que, à partir des années 90, la SSB est relativement stable, montrant très peu de signes d'une tendance quelconque. Au cours de ces 10 dernières années, on semblerait voir une réduction de F et du recrutement. Comme dans la plupart des mises en œuvre de XSA, les récentes estimations de la VPA sont des plus incertaines et toute tendance ascendante s'inscrit dans la gamme de variabilité interannuelle constatée dans les séries temporelles. En dépit de cette incertitude, les estimations de l'état de la population d'après XSA indiquent que le stock demeure dans le quadrant rouge étant donné que la SSB actuelle (2013) est d'environ 65% inférieure à B_{PME} et F est deux fois supérieur à F_{PME} . Or, ces résultats se basent sur des analyses déterministes et le niveau d'incertitude entourant ces estimations n'a pas été évalué.

4.3 Évaluation de scénarios de gestion

Les résultats du modèle XSA ont été projetés en avant en fonction de plusieurs scénarios d'exploitation différents. Chaque scénario de gestion a été simulé 500 fois pour une période de 25 ans et, comme dans la dernière évaluation, la taille de la population et le volume des débarquements ont été estimés à partir des équations de descente exponentielle et de capture communément utilisées. On a postulé en outre que : (a) la mortalité naturelle annuelle est égale à 0,2 pour tous les âges et (b) les déviations du recrutement annuel étaient similaires à la période de 2003 à 2012 (on a effectué un ré-échantillonnage à partir des valeurs résiduelles du recrutement ajusté aux données récentes). Dans chaque simulation, la capture totale, le recrutement, la ponction et la biomasse du stock reproducteur (SSB) par année ont été estimés. Tous les scénarios ont été exécutés dans le cadre de la Bibliothèque des pêches en R (FLR) (<http://www.flr-project.org/>, Kell et al. 2007).

Quatre scénarios de gestion englobant toute la Méditerranée ont été examinés. Le premier scénario (du cas de base) postule une poursuite du schéma d'exploitation actuel sans changement, c.-à-d. la mortalité par pêche (F) à l'âge pour toute la période de la projection sera égale à celle de 2013 (année de la dernière évaluation). Le deuxième scénario postule une réduction de 20% de F sans changement dans le schéma de sélection. Étant donné que certaines flottilles ont récemment adopté la palangre mésopélagique qui a un schéma de sélection différent que la palangre de surface (**figure 27**), les troisième et quatrième scénarios postulent un changement de sélection en faveur de l'engin mésopélagique pour 50% de l'effort total. Pareillement aux scénarios 1 et 2, le scénario 3 ne postule aucun changement dans le F global, tandis que le scénario 4 postule une réduction de 20%.

Les résultats indiquent qu'avec le F actuel, la SSB augmentera (**figures 28 et 29**) selon les deux schémas d'exploitation. Or, même dans le cas d'une réduction de 20% du F actuel, la SSB n'atteindra toujours pas le niveau le plus élevé de la série temporelle, c.-à-d. les niveaux de la fin des années 80. Si le schéma de sélection s'oriente vers l'engin mésopélagique, des productions légèrement plus élevées seront obtenues.

Les **figures 30, 31 et 32** illustrent les projections et les estimations historiques obtenues avec XSA de SSB, de F et de la prise par rapport aux paramètres de la PME. Même si la SSB et F demeurent tous deux en-dessous des niveaux de la PME, la prise se rapprochera de la PME même si F est ramené à 80% des niveaux actuels. Ceci est dû à la forme des courbes en conditions d'équilibre (**figure 24**), c.-à-d. que même si l'on augmente F par un ordre de grandeur supérieur à F_{PME} (0,25), la production ne baissera que d'un peu plus de 30%.

5. Recommandations

5.1 Statistiques et recherche

- Soumission des données. Le groupe a constaté une amélioration considérable en matière de déclaration des données dans les délais fixés par l'ICCAT, même lorsqu'aucune évaluation analytique du stock n'est prévue. Cependant, des données continuent à être communiquées tardivement, ce qui empêche leur utilisation pendant la réunion d'évaluation. Le groupe a donc réitéré la nécessité de transmettre les données dans les délais fixés par l'ICCAT.
- Participation des Parties contractantes à l'ICCAT au groupe de travail d'évaluation. Le groupe a constaté une augmentation considérable de la participation, notamment des scientifiques originaires de plusieurs Parties contractantes qui comptent d'importantes pêcheries d'espadon. Ceci a eu bien entendu des conséquences positives sur la capacité du groupe à interpréter de façon précise les tendances des pêcheries et à fournir un meilleur avis à la Commission. Le groupe a encouragé ce niveau de participation aux futures réunions.
- Prise. Tous les pays qui capturent de l'espadon (comme espèce cible ou accessoire) devraient déclarer des statistiques de capture, de prise par taille (par sexe) et d'effort à une échelle la plus réduite qui soit (rectangles de 5 degrés pour la palangre et rectangles de 1 degré pour les autres engins), ainsi que par mois. Le groupe a constaté qu'il était important de recueillir des données de taille avec les données de prise et d'effort afin de fournir des CPUE significatives.
- Rejets. Les mesures de gestion récemment adoptées pourraient avoir accru le niveau des rejets ; c'est pourquoi le groupe a fait remarquer que les pays participants devraient améliorer leurs estimations des rejets d'espadons juvéniles, le cas échéant, et transmettre cette information au Secrétariat de l'ICCAT.
- CPUE. Le groupe a pris note du fait que de nouvelles séries de CPUE ont été développées et il a recommandé de recueillir et récupérer les données historiques afin d'élargir la période couverte par ces séries temporelles. À titre d'exemple, les données nominales présentées par de Metrio et al. (1999) devraient être récupérées et évaluées aux fins d'une possible standardisation. Le groupe a recommandé que la palangre mésopélagique et la palangre dérivante traditionnelle de surface de UE-Italie soient considérées comme deux engins distincts et que des séries de CPUE distinctes soient mises au point à l'avenir. Le groupe a réitéré la nécessité que la CPUE tienne compte de la stratification géographique de la capture par engin et mois en utilisant des mesures standard de l'effort pour chaque engin (p.ex. nombre d'hameçons pour la palangre, longueur des filets pour les filets maillants), sur une échelle aussi fine possible (rectangles de 5 degrés pour la palangre et rectangles de 1 degré pour les autres engins). Le groupe a de surcroît recommandé de tenir compte d'autres caractéristiques des engins (c.-à-d. utilisation des pièges lumineux, style des hameçons, type d'appât, etc.) pendant la standardisation de la CPUE. Même si la CPUE par âge est la valeur d'entrée habituelle pour les analyses structurées par âge, le groupe a reconnu que cette technique doit se baser sur un niveau d'échantillonnage accru, et pas seulement sur une simple substitution des données actuelles. Il est donc recommandé qu'un échantillonnage accru ait lieu de façon à ce que les CPUE puissent être développées par âge. À cette fin, le groupe a constaté qu'il était important de recueillir des données de taille avec les données de prise et d'effort afin de fournir des CPUE significatives.
- Environnement. Le groupe a recommandé de poursuivre les travaux visant à identifier les effets de l'environnement sur la biologie, l'écologie et la pêche de l'espadon. Les futures analyses de la CPUE devraient se centrer sur le développement de méthodes additionnelles destinées à incorporer explicitement la variabilité environnementale dans le modèle, ainsi que l'influence de l'environnement sur la distribution des reproducteurs et des juvéniles.

- Études sur la sélectivité des engins. On encourage la poursuite de la recherche sur la conception et l'utilisation des engins dans le but de minimiser la capture de l'espadon d'âge 0 et d'augmenter la production et la biomasse reproductrice par recrue de cette pêcherie. Le groupe a recommandé que soient menées davantage d'études sur les pêcheries palangrières mésopélagiques récemment développées, en raison de l'impact que ces nouvelles pêcheries sont susceptibles d'avoir en termes de composition de la capture, séries de CPUE, distribution de tailles des captures et en conséquence sur l'évaluation de l'état des stocks et la formulation de l'avis de gestion.
- Mélange des stocks et délimitations de gestion. Compte tenu des différences apparaissant dans les schémas de capture et de CPUE entre les différentes pêcheries méditerranéennes, des recherches supplémentaires, notamment des campagnes de marquage (électronique et conventionnel) et des prospections génétiques, en définissant des variations temporelles dans le schéma de distribution spatiale du stock, contribueront à améliorer la délimitation, l'évaluation et la gestion du stock. Le groupe a également constaté la nécessité d'intensifier la recherche collaborative et pluridisciplinaire en tenant compte des strates d'échantillonnage à petite échelle (p.ex. carrés de 1°) et par trimestre, dans le but d'améliorer la délimitation précise de la frontière (occidentale) actuelle entre les stocks d'espadon de la Méditerranée et de l'Atlantique Nord.
- Prochaine évaluation du stock d'espadon de la Méditerranée. Il est recommandé que la prochaine évaluation du stock d'espadon ait lieu au plus tôt en 2017, à moins que le stock ne donne des signes de chute. Ceci permettra de disposer de temps pour augmenter les séries temporelles de données de prise et d'effort, et pour faire avancer la recherche de base et les méthodes d'évaluation. Il convient de noter que les données requises pour cette session devraient s'étendre jusqu'à l'année précédant la réunion (et l'inclure).

5.2 Gestion

Les informations disponibles sur l'état du stock d'espadon de la Méditerranée indiquent une tendance relativement stable pour la biomasse au cours de ces dernières décennies, supportant des captures qui ont oscillé entre 10.000 t et 16.000 t. Après l'adoption de plusieurs Recommandations par la Commission depuis 2007, y compris celles relatives à l'interdiction des filets dérivants et notamment les mesures de gestion pour l'espadon de la Méditerranée adoptées dans la Recommandation 11-03, les captures déclarées se sont considérablement réduites par rapport au niveau de 2000, celles de 2012 et 2013 représentant les valeurs minimales de ces trois dernières décennies. Au cours de ces deux dernières années, les captures déclarées d'espadons juvéniles de moins de 90 cm ont également diminué en moyenne de 54% par rapport au niveau de la décennie des années 2000. Les fermetures saisonnières et l'introduction de la palangre mésopélagique par quelques flottilles ont contribué à la diminution observée des captures de juvéniles.

Au cours de ces 20 dernières années, les niveaux de biomasse semblent avoir été plutôt stables. Cette situation est la même que depuis la dernière évaluation. Toutefois, depuis 2010, les niveaux de mortalité par pêche affichent une tendance descendante et il se pourrait que ceci soit dû essentiellement aux mesures de gestion adoptées par la Commission. En tout état de cause, une incertitude considérable entoure l'état du stock par rapport aux objectifs de la Convention, en raison essentiellement de l'absence d'indications précises dans les données et du manque d'indices d'abondance avant 1987. Le groupe recommande le maintien des mesures de gestion actuelles pour l'espadon de la Méditerranée, telles qu'adoptées dans la Recommandation 13-04 jusqu'à ce que de nouvelles recherches accroissent notre confiance dans leur effet sur le stock.

Le groupe constate toutefois que les mesures de gestion récemment adoptées par l'ICCAT pourraient avoir accru le niveau des rejets d'espadons sous-taille et il recommande donc un suivi rapproché de la pêcherie et préconise que les CPC communiquent à l'ICCAT tous les éléments ayant trait à la mortalité de l'espadon de la Méditerranée.

Même si les mesures de gestion ont eu un impact positif, le groupe a toutefois noté que le nombre de navires figurant dans le registre ICCAT de navires autorisés à capturer de l'espadon méditerranéen est supérieur au nombre de navires qui sont actifs dans chaque CPC. Le groupe recommande que la Commission se penche sur les implications de cette capacité excédentaire potentielle.

6. Autres questions

Le groupe n'a abordé aucune autre question.

7. Adoption du rapport et clôture

Un projet de rapport a été adopté à la réunion, lequel a été achevé par correspondance.

Le Président a remercié les participants pour le travail accompli.

La réunion a été levée.

Références

- Akyol, O., and T. Ceyhan. 2013. Age and growth of swordfish (*Xiphias gladius* L.) in the Aegean Sea. *Turk. J. Zool* 37:59-64.
- Anon. 2011. Report of the 2010 ICCAT Mediterranean Swordfish Stock Assessment Meeting (*Madrid, Spain, June 28 to July 2, 2010*). *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT* 66(4): 1405-1470.
- Anon. 2008. Mediterranean Swordfish Stock Assessment Session (*Madrid, Spain, September 3 to 7, 2007*). *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 62(4): 951-1038.
- De Metrio, G., Cacucci M., Megalofonou P., Santamaria N. and Sion L. 1999. Trend of swordfish fishery in a Northern Ionian Port in the years between 1978 and 1997. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 49: 94-99.
- ICCAT 2013. Report of the 2012 Meeting of the ICCAT Working Group on Stock Assessment Methods. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 69(3): 1354-1426.
- Jensen, A. L. (1985) Comparison of catch curve methods for estimation of mortality. *Trans. Amer. Fish. Soc.* 114; pp.743-747.
- Kell, L.T. and A. Kell. 2011. Comparison of age slicing and statistical age estimation for Mediterranean swordfish (*Xiphias gladius*). *Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT* 66(4):1522-1534.
- McAllister, M. 2014. A generalized Bayesian surplus production stock assessment software (BSP2). ICCAT Collective Volume of Scientific Papers. SCRS/13/100.
- Mejuto, J. and J. M. de la Serna. 1993. A preliminary analysis to obtain a size weight relationship for the Mediterranean swordfish (*Xiphias gladius*). *Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT* 40(1):149-154.
- Rodionov, S.N. (2004) A sequential algorithm for testing climate regime shifts. *Geophysical Research Letters* R 31(9), doi: 10.1029/2004GL019448.
- Shepherd, J. G. "Extended survivors analysis: An improved method for the analysis of catch at age data and abundance indices." *ICES Journal of Marine Science: Journal du Conseil* 56.5 (1999): 584-591.
- Szuwalski, C.S., Vert-Pre, K.A., Punt, A.E., Hilborn, R., and Branch, T. A. (2014) Examining common marine fisheries assumptions about recruitment: a meta-analysis of recruitment dynamics for worldwide marine fisheries. *Fish and Fisheries*: in press.
- Ssentogo, G. W. and P. A. Larkin (1973) Some simple methods for estimating mortality rates of exploited fish populations. *J. Fish. Res. Board Can.* 30; pp. 695-698.
- Stanley, R. D., M. McAllister, P. Starr and N. Olsen, 2009. Stock assessment for bocaccio (*Sebastes paucispinis*) in British Columbia waters. Department of Fisheries and Oceans Canada (DFO) Publication: *Canadian Science Advisory Secretariat Research Document* 2009/ 055: xiv + 200 p.
- Tserpes, G. and N. Tsimenides. 1995. Determination of age and growth of swordfish, *Xiphias gladius* L., 1758, in the eastern Mediterranean using anal-fin spines. *Fish. Bull.* 93:594-602.
- Tserpes, G., and Peristeraki P. 2004. Catchability differences among the longlines used in the Greek swordfish fishery. *Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 56: 860 -863.
- Tserpes, G., Peristeraki, P., Di Natale, A. and Mangano A. 2011. Analysis of swordfish (*Xiphias gladius*) catch rates in the central-eastern Mediterranean. *Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 66(4): 1495-1505
- Walter J. F. and Cass-Calay S. 2012. Identifying biologically implausible interannual variability in CPUE indices; with application to Atlantic yellowfin tuna. ICCAT SCRS/2012/039.
- Wetherall, J., Polovina, J. and S. Ralston. Estimating growth and mortality in steady-state fish stocks from length-frequency data. In *ICLARM Conf. Proc.* pages 53–74, 1987.

INFORME DE LA REUNIÓN DE EVALUACIÓN DE 2014 DEL STOCK DE PEZ ESPADA DEL MEDITERRÁNEO

(Heraclión, Grecia, 21 a 25 de julio de 2014)

1 Apertura, adopción del orden del día y disposiciones para la reunión

La reunión se celebró en el Hotel Astoria en Heraklion, Grecia, del 21 al 25 de julio de 2014. El Dr. Josu Santiago, en nombre de ICCAT, inauguró la reunión y dio la bienvenida a los participantes (el Grupo).

El Dr. George Tserpes (UE-Grecia), Presidente de la reunión, dio la bienvenida a los participantes y procedió a revisar el orden del día que fue adoptado con algunos ajustes (**Apéndice 1**).

La lista de participantes se adjunta como **Apéndice 2**. La lista de documentos presentados a la reunión se adjunta como **Apéndice 3**. Los siguientes participantes actuaron como relatores:

Puntos 1, 6 y 7: Secretaría
Punto 2: J. Neilson
Punto 3: D. Die, J. Neilson
Punto 4: L. Kell, E Babcock
Punto 5: J. Santiago, M. Santos

2 Descripción y evolución de las pesquerías de pez espada del Mediterráneo

Las pesquerías de pez espada del Mediterráneo se caracterizan por contar con elevados niveles de captura. Cabe señalar que las capturas anuales medias declaradas (una media aproximada de 13.408 t desde 1988 hasta 2013) son similares a las del Atlántico norte, aunque el Mediterráneo es un cuerpo de agua mucho más pequeño comparado con el Atlántico norte. Sin embargo, la posible zona reproductiva del Mediterráneo es relativamente más grande que la del Atlántico. Además, se cree que la productividad de pez espada del Mediterráneo es muy elevada.

La pesca de pez espada se ha llevado a cabo en el Mediterráneo utilizando arpones y redes de deriva (redes de enmalle de deriva) al menos desde los tiempos de los romanos. Actualmente, con una elevada demanda de pez espada para consumo fresco, la pesca de pez espada se lleva a cabo en todo el Mediterráneo. Los mayores productores de pez espada en el Mediterráneo en años recientes (2003-2013) son UE-Italia (41%), Marruecos (14%), Grecia (9%), Túnez (8%) y UE-España (10%). Además, Argelia, UE-Chipre, UE-Malta, Túnez, y Turquía tienen pesquerías que se dirigen al pez espada en el Mediterráneo. Albania, Croacia, UE-Francia, Japón, Libia, Siria y Portugal también han comunicado capturas incidentales de pez espada. El Grupo reconoció que podría haber otras flotas capturando pez espada en el Mediterráneo, como por ejemplo, Egipto, Israel, Líbano y Mónaco, pero no se han comunicado datos a ICCAT o a la FAO.

Los desembarques totales de pez espada del Mediterráneo mostraron una tendencia ascendente durante el periodo 1965-1972, se estabilizaron entre 1973-1977 y después volvieron a retomar la tendencia alcista hasta alcanzar un punto máximo en 1988 (20.365 t). El fuerte incremento que se produjo entre 1983 y 1988 puede atribuirse en parte a la mejora en los sistemas nacionales de recopilación de estadísticas de captura. Desde 1988, los desembarques comunicados de pez espada en el Mediterráneo han descendido y, desde 1990, han fluctuado entre 10.000 y 16.000 t. En 2013, las capturas fueron de 11.254 t (Tarea I, **Tabla 1**).

En años recientes (2003-2013), los principales artes utilizados son los palangres de superficie (de media, representan el 84% de la captura anual) y la redes de enmalle. Desde 2012, las redes de enmalle se han eliminado. La **Figura 1** presenta la evolución de las capturas de acuerdo con el arte de pesca. El pez espada se captura también con arpones y almadrabas, y también como captura fortuita en otras pesquerías (palangres y redes de enmalle que se dirigen al atún blanco, cerco, etc.).

ICCAT ha llevado a cabo varias importantes iniciativas de ordenación en años recientes, y aquí se presenta un resumen de las medidas. ICCAT señaló en primer lugar su intención de proteger a los juveniles de pez espada en el Mediterráneo en 2003, cuando afirmó: "Con el fin de proteger a los peces espada pequeños, las Partes contratantes, Partes, Entidades o Entidades pesqueras no contratantes colaboradoras, adopten las medidas

necesarias para reducir la mortalidad de los peces espada juveniles en todo el Mediterráneo" [Rec. 03-04]. La Recomendación se hizo más explícita en la Rec. 07-01, donde se estableció una veda de un mes: Queda prohibida la pesca de pez espada en el Mediterráneo durante el periodo del 15 de octubre al 15 de noviembre de 2008. La Rec. 08-03 ampliaba el periodo de veda desde el 1 de octubre al 30 de noviembre. El periodo de veda se amplió en la Rec. 11-03, que afirmaba: "El pez espada del Mediterráneo (como especie objetivo o captura fortuita) no se podrá capturar, retener a bordo, transbordar o desembarcar durante el periodo del 1 de octubre al 30 de noviembre, y durante un periodo adicional de un mes, entre el 15 de febrero y el 31 de marzo". Más recientemente, la Rec. 13-04 reafirmaba este periodo de veda.

Respecto a las tallas mínimas, la Rec. 11-03 establecía una talla mínima que prohibía retener a bordo, transbordar, desembarcar, transportar, almacenar, vender, exponer u ofrecer para su venta pez espada del Mediterráneo que mida menos de 90 cm LJFL o, como alternativa, que pese menos de 10 kg de peso vivo o 9 kg de peso eviscerado o 7,5 kg de peso eviscerado y sin agallas. Sin embargo, las CPC podrán conceder tolerancias a los buques que hayan capturado incidentalmente peces pequeños por debajo de la talla mínima, con la condición de que esta captura incidental no supere:

- el 10% en peso y/o en número de los ejemplares, por desembarque, de la captura total de pez espada de dichos buques (en 2012).
- el 5% en peso y/o en número de los ejemplares, por desembarque, de la captura total de pez espada de dichos buques a partir de 2013.

La reglamentación de talla mínima fue reafirmada y ampliada para la temporada de pesca de 2013 en la Rec. 13-04.

En 2003 se estableció una prohibición del uso de redes de enmalle a la deriva dentro del Mediterráneo [Rec. 03-04], pero el total cumplimiento de esta reglamentación se produjo varios años más tarde. La Rec. 09-04 establecía una lista de buques pesqueros autorizados a pescar pez espada del Mediterráneo. Más recientemente, se han producido también restricciones al número de anzuelos que pueden llevar los palangreros individuales (2800 máximo), al tamaño del anzuelo (no inferior a 7 cm de altura) y a la longitud del palangre (55 km). Estas restricciones se establecieron para 2012 [Rec. 11-03] y permanecieron en vigor para 2013 [Rec. 13-04].

Descripciones de las pesquerías de los participantes en el Grupo de trabajo

Los científicos que participan en el Grupo de trabajo proporcionaron un resumen de los recientes desarrollos en las pesquerías, incluidas medidas de ordenación nacionales (añadidas a las medidas de ICCAT descritas más arriba). La **Figura 2** muestra las zonas del Mediterráneo consideradas en las descripciones de las pesquerías que se dan a continuación.

El Grupo de trabajo se mostró satisfecho por la buena participación de las CPC enumeradas a continuación, que representa una considerable mejora en comparación con la última reunión de evaluación de stock. Juntas, las capturas asociadas con estos países representan aproximadamente el 95% de la captura total de 2013 de pez espada del Mediterráneo.

Argelia

La pesca de pez espada en Argelia es una actividad bien establecida y aproximadamente 303 barcos pequeños con una eslora de ≥ 9 m participan en la pesquería. El arte pesquero más común utilizado en la pesquería dirigida es el palangre de superficie, con algunas capturas incidentales de pez espada realizadas por los arrastreros y los cerqueros. La longitud del palangre varía entre 3000 y 6000 m, y el número de anzuelos depende de la longitud de la línea madre. En general, los pescadores llegan a los caladeros aproximadamente al ocaso tras 3 a 4 horas de tránsito. El palangre de superficie flota con la corriente casi 4 h, y la profundidad de pesca es de aproximadamente 200 m.

La pesquería es estacional por naturaleza y debido a los cierres de ICCAT y al clima, la flota opera solo 4-5 meses del año. La captura media anual del palangre en los últimos cinco años es de aproximadamente 420 t, pero se producen importantes variaciones de año en año. La mejor temporada para dirigirse al pez espada es el periodo de junio a septiembre.

Argelia ha implementado las medidas de ordenación de ICCAT descritas anteriormente.

El GT revisó el SCRS/2014/095, que proporcionaba más detalles de la pesquería de Argelia desde 2003 hasta 2013. El Grupo observó que existían algunas discrepancias importantes entre los datos de captura de Tarea I de Argelia y la información presentada en el documento de trabajo. Se solicitó a los autores que solventaran las diferencias y prepararan un informe para la próxima reunión del Subcomité de Estadísticas del SCRS. La información oficial de los desembarques podría corregirse también si fuera necesario.

UE-Grecia

La flota de pez espada de Grecia opera en toda la cuenca del Mediterráneo oriental utilizando exclusivamente palangres de deriva. En 2013, aproximadamente 160 buques participaron activamente en la pesquería de pez espada. La mayoría participa en la pesquería ocasionalmente, principalmente durante los meses de verano. La temporada de pesca de pez espada sigue las vedas temporales establecidas por ICCAT y se requiere una licencia especial para que un barco pesquero comercial pueda pescar pez espada.

El pez espada representa la mayoría de las capturas de grandes pelágicos de las flotas pesqueras de Grecia y, conforme a los registros de ICCAT, Grecia se encuentra entre los más importantes productores en el Mediterráneo. La producción de pez espada durante la temporada de pesca de 2013 se estimó en 1730 t, cifra que se encuentra entre las mayores de la pasada década. Las tasas estimadas de CPUE reflejaron también esta producción relativamente mayor.

Grecia ha implementado las medidas de ordenación de ICCAT descritas anteriormente.

UE-Italia

Italia cuenta con una larga tradición histórica en la pesquería de pez espada, reflejada por el desarrollo de varias pesquerías en tiempos más recientes. De hecho, Italia cuenta con una importante flota de palangreros que realiza la mayor parte de la captura, mientras que los pocos buques de arpón que aún siguen activos en el estrecho de Messina, las almadrabas, la pesquería deportiva y algunos otros artes de superficie realizan capturas menores. La estructura de la flota italiana ha sufrido grandes cambios después de la prohibición de las redes de deriva, porque Italia tenía la flota de redes de deriva más numerosa del Mediterráneo y no ha sido fácil aplicar y ejecutar la nueva reglamentación debido a la fuerte tradición existente.

La flota de palangre está muy extendida por los diversos mares que rodean Italia, concentrándose más en las regiones del sur. Los caladeros presentan una moderada variabilidad anual, dependiendo en su mayoría de factores oceanográficos. La mayoría de los buques son palangreros pequeños a medianos distribuidos en un gran número de bahías, que generalmente explotan los caladeros locales. Cuentan con licencias para diferentes artes (palangre, trasmallo, red de enmalle de fondo, etc.) y presentan una actividad estrictamente estacional, cambiando de un arte a otro de acuerdo con las temporadas y las oportunidades de pesca. Otros buques, de tamaño mediano-grande, generalmente realizan una actividad más centrada, dirigiéndose alternativamente al pez espada y al atún blanco o al atún rojo y cubriendo diversas zonas del Mediterráneo. Algunas flotas están activas todo el año, aunque la mayoría de los buques están activos desde primavera hasta principios de otoño.

La pesquería se ha visto enormemente afectada por el aumento en el precio del combustible, el cebo y el equipamiento técnico y por el descenso simultáneo en el precio del producto.

La pesquería de palangre ha cambiado considerablemente en los últimos cinco años. Desde 2009-2010, se ha introducido gradualmente el palangre mesopelágico en casi todas las flotas de pez espada italianas, lo que ha conducido a un aumento en las capturas de ejemplares más grandes y descensos en las capturas de juveniles. El arte de palangre mesopelágico se cala más profundamente y durante periodos más largos de tiempo en comparación con el enfoque tradicional de las pesquerías italianas. El nuevo enfoque predomina ahora en las pesquerías de palangre italianas. Esto es especialmente destacable, ya que estas pesquerías se encuentran entre las más grandes de la zona del stock, y los cambios tienen implicaciones para el uso de tasas de captura como índices de abundancia en la evaluación de stock. El Grupo recibió detalles sobre los nuevos desarrollos en varios documentos de trabajo que se resumen a continuación.

El SCRS/2014/100 presentaba los efectos de la introducción del nuevo palangre mesopelágico en la pesquería del mar de Liguria desde 2010, sustituyendo al tradicional palangre de superficie. Los resultados presentaban un aumento importante de la talla media del pez espada y la CPUE nominal, con un descenso de la captura fortuita para los dos primeros años (2010 y 2011). En 2012 se consignó un descenso sustancial, tanto de la talla media como de los valores de la CPUE, seguido de una pequeña recuperación en 2013. La introducción de este nuevo

arte reveló la inesperada presencia de una parte de la población de pez espada, compuesta por grandes reproductores, hasta ahora solo parcialmente explotada por la pesca comercial.

El SCRS/2014/106 documentaba los resultados de un estudio de la composición de la captura de la flota pesquera italiana desde 2007 a 2013. Los datos fueron recopilados en diversos puertos de desembarque alrededor de la costa italiana y en el mar siguiendo las metodologías de ICCAT. Para cada muestra, se midió la longitud mandíbula inferior-horquilla (LJFL) y el peso vivo (RWT). Para los peces eviscerados, el peso vivo se estimó usando los factores de conversión de ICCAT para el pez espada del Mediterráneo. Cuando fue imposible medir el peso, se realizó una estimación usando la relación talla-peso para el pez espada del Mediterráneo. Con el fin de estimar la edad de cada muestra, se recogió el segundo radio de la aleta anal. La determinación del sexo de los peces, cuando fue posible, se llevó a cabo mediante inspección visual de las gónadas durante la operación de eviscerado. Durante el periodo 2007-2013 fueron muestreados 27.530 peces: el mayor número de muestras procede de la zona del mar Tirreno, y otras dos zonas importantes fueron el Adriático y los estrechos de Sicilia. Considerando el periodo 2007-2013, la tendencia general en la captura total es negativa. Desde 2004, el porcentaje de capturas "sin clasificar" empieza a disminuir, y prácticamente ha desaparecido en los dos últimos años.

Se midieron 27.530 peces (el máximo número, 6.382 en 2008 y el mínimo, 1.353, en 2011). Las muestras fueron agrupadas por clase de talla (5 cm). El 98% de los peces espada capturados están entre 80 y 190 cm, con una talla media de 140 cm. El porcentaje de ejemplares de talla inferior a la regulada es muy bajo para cada año (máximo de 8% en 2007) y descendió de forma general desde 2007 a 2013. Las muestras observadas por sexo durante el periodo 2010-2013 fueron 1.865 (810 hembras y 1.055 machos). Las clases de talla más representada estaban entre 120 y 175 cm: estas clases reúnen el 78% de las capturas totales de machos y el 57% de las hembras. Las hembras eran relativamente más numerosas en las clases de más de 175 cm (22% del total de las hembras en comparación con el 12% del total de las capturas de machos). La media general es de 160 cm para las hembras y 140 cm para los machos. Las muestras recopiladas para determinar la edad fueron 752: aproximadamente el 90% de las muestras pertenecen a las clases 2 a 6. Considerando el sexo, existen algunas diferencias entre machos y hembras: respecto a los machos, las clases de edad más representadas eran las 2 a 5. El mayor número de hembras se encuentra entre las edades 2 a 7. Para el periodo 2007-2009, los datos no están disponibles.

El documento SCRS/2014/111 se centraba en una descripción de la nueva forma de palangre, mencionado por los autores como semipelágico o mesipelágico. Desde la prohibición de la pesquería de redes de enmalle de deriva ("spadara") ocurrida en 2002, la pesquería italiana de pez espada utiliza solo palangres pelágicos. Algunos pescadores han modificado gradualmente el palangre pelágico de superficie tradicional para convertirlo en un arte de pesca semipelágico que ha demostrado ser muy eficaz y que ha sido gradualmente adoptado por la mayoría de la flota italiana de palangre pelágico. Durante 2012 se llevó a cabo un proyecto para examinar este fenómeno, comparando también la distribución por tallas de la captura y las prácticas pesqueras de los dos artes diferentes, el palangre de superficie tradicional y el palangre semipelágico.

Se estimó que aproximadamente 800 "palangreros de deriva" se dirigen principalmente al pez espada. Se seleccionó una muestra de 352 buques para recopilar información acerca del uso del arte, y se seleccionó una submuestra de 26 buques para recopilar datos de captura. Los principales parámetros biométricos de las capturas se recopilaron durante el muestreo, así como los datos técnicos relacionados con los artes pesqueros y otra información pertinente. En Italia, al menos 800 "palangreros pelágicos" se dirigen principalmente al pez espada. Los buques se distribuyen principalmente en el mar Tirreno, encontrándose el grueso de la flota alrededor de las costas sicilianas (mares Tirreno y Jónico), el estrecho de Messina, el canal siciliano y el mar Adriático meridional.

A pesar de que la técnica de pesca semipelágica es, con mucho, la más utilizada, la mayoría de los buques utilizan ambos artes dependiendo de las condiciones del mar, la temporada y las oportunidades de pesca. El palangre de superficie es más fácil de manejar y más rápido en la actividad pesquera (menor tamaño y menos tiempo de calado); puede ser utilizado por barcos más pequeños y más cerca de la costa (pesca en las capas de superficie) y ejerce su principal esfuerzo durante las horas nocturnas.

El palangre semipelágico supone a menudo mayor duración del lance, requiere más profundidad y distancia de la costa. Pesca todo el día utilizando un volumen considerable de la columna de agua. Por lo general, se cala más de un arte durante la misma marea, y así puede desplegarse un mayor esfuerzo pesquero.

Un total de 2070 ejemplares (LJFL entre 81,8 y 235,0 cm, talla media 121,73 cm) fueron muestreados en tres puertos. El palangre semipelágico captura normalmente peces espada más grandes pero también un rango de tallas más amplio, mientras que las capturas del palangre de superficie están más limitadas a tallas medias y pequeñas. Los valores de la CPUE, en términos kg/1000 anzuelos, son de 141,8 kg en el muestreo general, con valores parciales de 174,8 para el palangre semipelágico y de 78,5 para el de superficie.

Italia ha implementado las medidas de ordenación de ICCAT descritas anteriormente.

UE-España

La pesquería española en el Mediterráneo que dirige su actividad al pez espada se realiza con palangres de superficie y palangres "piedra-bola". El pez espada se captura también de forma estacional, en pequeñas cantidades, como captura fortuita en los palangres que se dirigen tanto al atún rojo como al atún blanco. La captura total de pez espada en 2013 ascendió a 1.607 t, comparable con las de los años más recientes de la pesquería. La pesquería de palangre de superficie ha permanecido bastante estable en lo que se refiere al esfuerzo pesquero, al número de buques que participan en la pesquería, así como a sus características técnicas (de media, eslora de 11 m, CV 145 y TRB 25).

La pesquería española de palangre dirigida al pez espada en el Mediterráneo está regulada según las recomendaciones de ICCAT descritas anteriormente.

Marruecos

La pesquería marroquí de pez espada en el Mediterráneo lleva operando desde 1983. Con la introducción en la zona de las redes de deriva a principios de los 90, la pesquería tuvo una importante expansión durante esta década. Desde 2008, las capturas del Mediterráneo se han visto significativamente reducidas debido a la implementación del plan nacional para prohibir las redes de deriva, como consecuencia de la Recomendación de ICCAT [Rec. 03-04].

Después de la prohibición total del uso de redes de deriva en aguas marroquíes desde 2012, el pez espada es la especie objetivo de palangreros en el Mediterráneo, especialmente en el estrecho de Gibraltar (**Figura 2**). La temporada de pesca es desde agosto hasta septiembre y desde diciembre a enero, con un pico en diciembre. Las almadrabas y el cerco también realizan ocasionalmente capturas menores de esta especie.

Tras el pico en los desembarques de 4.900 t registrado en 1997, las capturas de pez espada han mostrado un descenso continuo desde 2005 y ascendieron a 770 t en 2013. La captura media durante el periodo 2012-2013 fue de aproximadamente 786 t, lo que representa un descenso de aproximadamente el 44% respecto al periodo 2009-2011. Esta importante reducción en las capturas totales se debe a la prohibición completa de las redes de deriva desde 2012.

En la última década, la talla media de los peces desembarcados en el estrecho de Gibraltar no mostró ninguna tendencia clara, permaneciendo relativamente estable en torno a los 145 cm (45 kg).

Además de las medidas de ordenación de ICCAT ya descritas, Marruecos ha establecido la congelación del esfuerzo pesquero mediante la suspensión de las inversiones para la construcción de buques desde 1992 (Circular nº 3887 del 18 de agosto de 1992). Marruecos ha implementado una talla mínima de 125 cm hasta 2011 inclusive, pero para 2012 y posteriormente se ha implementado la nueva talla mínima de ICCAT [Rec. 11-03].

Túnez

El pez espada es una importante especie económica para Túnez. La producción nacional es de aproximadamente 1000 t desde 2003. La principal temporada de pesca es el verano. El palangre de superficie es el tipo de arte más utilizado. Hay 466 buques autorizados a capturar pez espada (año 2013). Esta flota desembarca en 20 puertos. El principal puerto se encuentra en el norte. Sin embargo, la región oriental cuenta con la mayor parte de la flota (62%). Los buques oscilan entre 5 y 20 m, el tonelaje de registro bruto oscila entre 1,7 y 49 t y la potencia del motor (CV) entre 30 y 500 cv.

Las reglamentaciones pesqueras siguen las recomendaciones de ICCAT descritas anteriormente. En el SCRS/2014/109 se pueden encontrar más detalles sobre la pesquería tunecina de pez espada. En su revisión, el Grupo advirtió algunas diferencias entre la Tarea I y la información sobre desembarques incluida en el SCRS/2014/109, pero las discrepancias eran menores (en torno al 2%).

Turquía

La pesquería turca de pez espada en el Mediterráneo data de principios del siglo XVII. La pesquería en Turquía se lleva a cabo en el mar Egeo y el Mediterráneo oriental. Aunque en el Egeo septentrional se ha usado el arpón, el palangre se usa en el mar Egeo y en el Mediterráneo oriental. No obstante, algunos peces espada son capturados de forma incidental por el cerco como captura fortuita. Aproximadamente 150 buques participaron en la pesquería de pez espada y la mayoría de ellos son inferiores a 20 m LOA. Esta pesquería se lleva a cabo 6-7 meses por año debido a las vedas y las condiciones meteorológicas.

La captura anual es variable, oscilando entre 7 t en 1976 y 589 t en 1988. El volumen total de captura en 2012 fue de 79,7 t, y aumentó ligeramente a 96,8 t en 2013, pero ha habido un considerable descenso en la captura total de pez espada que puede atribuirse al final de la pesquería de redes de enmalle.

Turquía ha implementado las medidas de ordenación de ICCAT descritas anteriormente. Además, Turquía ha implementado una talla mínima de desembarque de 125 cm LJFL.

Resumen de las pesquerías nacionales

Está claro a partir de las descripciones de las pesquerías presentadas aquí que la pesquería de pez espada del Mediterráneo soporta varias pesquerías nacionales importantes con un número significativo de buques activos. Sin embargo, el Grupo indicó que el número de buques incluidos en la lista de ICCAT (Registro ICCAT de buques de SWO-MED), establecido conforme a la Rec. 11-03, que contiene una lista de ICCAT de buques autorizados a pescar pez espada en el Mediterráneo es, a menudo, mayor que el número de buques activos autorizados por las CPC a pescar pez espada del Mediterráneo en 2013.

<i>CPC de ICCAT</i>	<i>Buques autorizados en 2013</i>
Argelia	303
UE-Chipre	NA
UE-España	70
UE-Francia	NA
UE-Grecia	160
UE-Croacia	NA
UE-Italia	1944*
UE-Malta	NA
UE-Portugal	NA
Marruecos	NA
Túnez	Aproximadamente 460
Turquía	100
Total	2990

(*) De conformidad con las actuales disposiciones internacionales y de la UE, se dispone de datos de cuadernos de pesca para 1944 buques de L.O.A. > 10 t, 264 buques con capturas declaradas en el cuaderno de pesca para 2013.

La lista anterior refleja la información disponible para el Grupo en el momento de la evaluación y, como se indica, es una subestimación del número de buques activos que participa en la pesquería del Mediterráneo.

3 Actualización de información básica: pez espada

3.1 Nueva información biológica

El Grupo revisó el SCRS/2014/110, que presentaba los resultados de un estudio de crecimiento de pez espada en el estrecho de Gibraltar basado en datos de frecuencia de tallas mensuales recopilados en la pesquería de redes de deriva marroquíes durante el periodo 2006-2011. Los parámetros de crecimiento se estimaron por medio de un análisis de progresión modal (MPA), utilizando los métodos Bhattacharya y NORMSEP.

Se descubrió que el patrón de crecimiento del pez espada en el estrecho de Gibraltar era muy similar al obtenido en pasados estudios en zonas del Mediterráneo (Tserpes y Tsimenides 1995). Dadas las diferencias existentes de crecimiento entre el pez espada del Atlántico y del Mediterráneo, esto sugiere que la mayoría de los peces capturados en esta zona es más probable que pertenezcan al stock del Mediterráneo. Sin embargo, son necesarios más estudios para identificar el grado de mezcla entre los stocks.

El Grupo recordó que en otro documento reciente (Akyol y Ceyhan 2013) se obtuvieron resultados comparables a partir de la determinación directa de la edad utilizando secciones de las espinas de la aleta anal.

Teniendo en cuenta el acuerdo general en los estudios de edad y de crecimiento disponibles, las ecuaciones de crecimiento adoptadas por el Grupo continúan siendo las desarrolladas por Tserpes y Tsimenides (1995). Además, dada la coherencia de los resultados de los diversos estudios de edad y crecimiento, el Grupo llegó a la conclusión de que el trabajo de modelación debería reflejar un elevado grado de certidumbre en los parámetros de crecimiento estimados.

Ya que no se presentó información sobre otros parámetros biológicos, el Grupo utilizó los mismos datos de entrada utilizados en la evaluación de stock de 2010. A continuación se proporciona un resumen de los parámetros biológicos utilizados por el Grupo:

<i>Parámetro</i>	<i>Media</i>	<i>CV</i>	<i>Distribución</i>	<i>Descripción</i>	<i>Fuente</i>
M	0,206	0,25	lognormal	Mortalidad natural (1/año)	McAllister (2014)
Linf	238,58	0,1	lognormal	talla asintótica de Von Bertalanffy	Media Manual de ICCAT CV: Grupo de trabajo
K	0,185	0,1	normal	parámetro de crecimiento von Bertalanffy	Media Manual de ICCAT CV: Grupo de trabajo
t0	-1,404	0,2	normal	talla a edad cero de Von Bertalanffy	Media Manual de ICCAT CV: Grupo de trabajo
a)	8.90E-07	0,1	lognormal	Parámetro de peso por talla	Media: Manual de ICCAT CV: McAllister (2014)
b	3,554738	0,1	normal	Parámetro de peso por talla	Media: Manual de ICCAT CV: McAllister (2014)
L50	142	0,2	lognormal	Talla en el 50% de madurez	Media: Manual de ICCAT CV: McAllister (2014)
d	0,2	0,2	lognormal	Parámetro de la ojiva de madurez logística	Grupo de trabajo
h	0,83	0,14	Beta	Inclinación $h=0,2 + 0,8 \text{ Beta}(5,86, 1,59)$	McAllister (2014)

3.2 Captura, esfuerzo, talla por edad y captura por edad

Al inicio de la reunión la Secretaría presentó la información más actualizada disponible para el stock de pez espada del Mediterráneo. Esto cubre la captura nominal de Tarea I (T1NC), la captura y esfuerzo de Tarea II (T2CE) y las frecuencias de talla de Tarea II (T2SZ). Desde la evaluación de 2010 no se dispone de nuevos datos de marcado convencional.

Capturas de Tarea I

La **Tabla 1** presenta la tabla resumen completa de SWO-MED. Los valores para 2013 son preliminares. El Grupo de trabajo constató que los datos de captura disponibles parecían ser completos. El Grupo consideró que el valor para Túnez podría reflejar una estimación teniendo en cuenta las capturas de años recientes y solicitó que se verificaran estos valores. Posteriormente, el representante de Túnez informó al Grupo de que los datos comunicados eran, de hecho, estimaciones. El científico de Argelia señaló discrepancias entre las capturas de Argelia de Tarea I y los valores comunicados en sus informes nacionales. Se recomendó que el corresponsal estadístico de Argelia revise, actualice y presente al Subcomité de estadísticas la Tarea INC, presentada por año y tipo de arte, para 2008-2010. El Grupo también constató que las capturas de 2012 para Italia (otro arte de superficie) no fueron comunicadas. Con miras a la evaluación, se asumió que la captura de 2012 para Italia (otro arte de superficie) era la media de 2010, 2011 y 2013 (718 t).

En 2013, el rendimiento total del stock aumentó hasta 12164 t, lo que supone un incremento de aproximadamente el 23% en comparación con 2012, que fue la menor captura anual desde 1983.

La **Figura 1** muestra las tendencias de captura anuales de TINC por año y arte principal. En la evaluación de stock anterior, se indicó que el stock de SWO-MED se encuentra entre los stocks con mayores capturas de TINC con arte "sin clasificar". Aunque dichas capturas no son un componente importante en años recientes, sigue habiendo rangos de años en los que importantes capturas aparecen designadas como arte "sin clasificar". Los científicos nacionales de las CPC pertinentes deberían hacer un esfuerzo para discriminar las capturas de TINC por arte para los periodos en cuestión. La **Figura 1** presenta también el aumento de importancia del componente de palangre.

Tarea II (captura-esfuerzo y muestras de talla)

El catálogo detallado de T2CE se presenta en la **Tabla 2**. Aunque hay algunas ausencias significativas de la información sobre talla (por ejemplo UE-Italia en 2013), el Grupo observó una mejora general en la disponibilidad de datos en los años más recientes.

La Secretaría presentó un resumen de la derivación de los datos de captura por talla y captura por edad en el SCRS/2014/170, que se reproduce a continuación.

Datos y métodos

Los datos de Tarea II del pez espada del Mediterráneo comprenden información sobre talla desde 1975 hasta 2013, con algunas observaciones de talla de 1961. Sin embargo, el número de muestras de talla aumentó solo después de 1994, con el mayor pico en 2010. Las CPC han enviado la CAS desde 1991 y representa el 90% de la información disponible (**Figura 3**). Las CPC del Mediterráneo han enviado datos de talla y de CAS, así como al menos 17 tipos diferentes de artes pesqueros (**Figura 3**). Once CPC han enviado muestras de talla y solo 5 la CAS (UE-Chipre, UE-Italia, UE-España, UE-Malta y Marruecos). La longitud mandíbula inferior a la horquilla (LJFL) es la principal medida de talla comunicada (99%), pero también hay algunas muestras de frecuencias de peso (WGT, 1213 observaciones). En conjunto, se dispone de un total de 754.534 mediciones de talla y 2.916.005 de captura por talla para el pez espada del Mediterráneo. La talla oscila entre 11 y 295 LJFL cm, las tallas por encima de 450 cm fueron consideradas datos atípicos y excluidas de cualquier otro análisis (2 observaciones).

La **Figura 4** muestra las distribuciones de talla de las muestras de talla y los datos de CAS. En conjunto, ambos tipos de datos muestran información similar, la tendencia central y la varianza son similares, las distribuciones muestran una distribución asimétrica a la izquierda con un pico en la talla 105-110 LJFL, ampliándose desde 60 a 220 cm LJFL. Se declararon seis artes pesqueros principales con capturas de pez espada, palangre (LL), cebo vivo (BB), almadraba (TRP), redes de enmalle (GN), arpón (HRP), liñas de mano (HND) y arte desconocido (UNK). Los datos de Tarea II incluyen otras variables como pabellón, flota, zona del puerto y periodo. La mayoría de los datos se comunican con el mes de captura, sin embargo, algunas observaciones se comunican en estratos trimestrales o semestrales. Para los últimos, los datos se asignaron a la mitad del mes del correspondiente trimestre o semestre.

La **Figura 5** muestra la distribución de tallas del pez espada del Mediterráneo por año desde 1975 en adelante. Para los primeros años, desde 1975 hasta 1984, la talla media de los peces era superior a la media global, a pesar del número limitado de observaciones. Desde 1987, la distribución de tallas del pez espada del Mediterráneo ha permanecido bastante estable, con una media de aproximadamente 110 cm LJFL, sin embargo, los histogramas anuales presentan diferencias en la extensión y forma de las distribuciones.

Un diagrama de mosaico del año frente al mes indicaba que se dispone de muestras de talla para todos los meses, excepto en los primeros años y en años más recientes. Desde 2010 en adelante, las muestras de talla son principalmente de los meses de agosto y septiembre (**Figura 6**). Los diagramas de cajas de las tallas por mes indican algún patrón estacional, con peces más grandes capturados en mayo y junio en comparación con el resto de los meses (**Figura 6**). Existen también diferencias en la distribución de tallas por tipo de arte (**Figura 7**). El arpón captura peces más grandes, a pesar de que se dispone de pocas muestras, por otra parte, el palangre y las redes de enmalle capturan peces más pequeños.

Captura por talla y estimación de la edad

El principal propósito de los datos de entrada de frecuencias de tallas es facilitar información a los modelos de evaluación sobre la distribución por tallas y edades de la captura. Esto asume que los datos de frecuencias de tallas son representativos de la captura de la flota. En los modelos en que los datos de entrada son la composición por edades, normalmente la matriz de CAA de entrada se estima a partir de la CAS combinada de todas las flotas. Para el pez espada del Mediterráneo, la CAA ha sido generada a partir de la CAS total, si una CPC comunica la CAS para sus flotas, esta información es la entrada principal para la CAS global, si solo se proporcionaron muestras de frecuencias de tallas, dichas muestras se extrapolaron para estimar la CAS total para una determinada flota en particular, o cuando no se dispone ni de CAS ni de datos de talla, se usan datos de frecuencias de tallas de sustitución siguiendo las recomendaciones previas del Grupo de especies de pez espada. En general, las sustituciones son de flotas con arte-zona comparable. Las tablas de sustitución aplicadas a la información de CAS están disponibles en la Secretaría de ICCAT. La **Figura 8** resume el nivel de sustituciones para el periodo 2006-2013. Por último, la CAS se comparó con la captura declarada de Tarea I por pabellón/flota, la conversión de número de ejemplares a rendimiento utilizaba la actual relación talla peso (Mejuto y De la Serna, 1993) para el pez espada del Mediterráneo y se observó un buen acuerdo.

Utilizando la actual relación de edad por talla adoptada para el pez espada del Mediterráneo (Tserpes y Tsimenides, 1995) se construyó una matriz de CAA utilizando un algoritmo simple de separación de edades aplicado a la matriz de CAS mensualmente comunicada. La determinación de la edad se realizó sobre el rango de tallas desde 30 a 290 cm, en intervalos de 1 cm, siendo el intervalo de 290 cm un grupo plus, y estimando la distribución por edades desde las edades 0 a 19 plus. La **Tabla 3** muestra la matriz de CAA estimada y la **Figura 9** la distribución de edades por año.

Los autores del SCRS/2014/170 indicaron que la comparación de las muestras de talla con la CAS proporcionada por las CPC muestra distribuciones y valores de la tendencia central muy similares. Este resultado indica que la CAS y/o los datos de frecuencias de tallas son representativas de las pesquerías, observando sin embargo que las CPC que presentaron tanto los datos de CAS como de frecuencia de tallas están utilizando probablemente los datos de talla para estimar su CAS.

En 2010, se presentó una comparación de la CAA estimada por dos procedimientos (Kell y Kell, 2010). Los métodos fueron una inversión del modelo de crecimiento de von Bertalanffy comparable al método de separación de edades usado en este análisis y un procedimiento estocástico ALK. Concluyeron, basándose en el modelo estocástico, que la separación de edades subestima las proporciones de edad de los peces más jóvenes. La CAA actual indica que aproximadamente el 80% de las capturas corresponden a edades 0 a 4, siendo las edades 1 y 2 las más predominantes (**Figura 9**). Por último, las estimaciones de peso medio por año muestran una tendencia bastante estable para la mayoría de las edades, excepto el grupo plus (**Figura 10**).

3.3. Índices de abundancia relativa

Durante la reunión, se elaboraron nueve índices de abundancia relativa para considerarlos en la evaluación (**Tabla 4**). Uno de estos índices, el índice de la pesquería de redes de enmalle sicilianas calculado para el periodo 1990-2009 por Terpes *et al.* (2011) fue presentado en la evaluación anterior. El índice no ha sido actualizado porque la prohibición de redes de deriva ha eliminado la pesquería y no se dispone de nuevos datos. El Grupo discutió el hecho de que este índice podría estar sesgado porque incluye años (2002-2009) durante los cuales estaba en vigor la prohibición. El Grupo sospecha que durante este periodo la distribución y la calidad de los

informes de captura individuales, y por tanto los datos usados para el índice, podrían estar afectados por el cambio de ordenación hasta el punto de hacer que el índice no sea fiable. El Grupo decidió por tanto usar solo el índice para el periodo 1990-2001 en la evaluación.

Se examinó un segundo índice de CPUE histórico, correspondiente a la pesquería del Jónico septentrional (De Metrio *et al.* 1999). Este índice presenta una serie de CPUE nominal para un único puerto pesquero italiano, pero es muy valioso en la medida en que presenta el registro más antiguo, de 1978, de tasas de captura de palangre de pez espada para el Mediterráneo. El Grupo discutió la utilidad de este índice pero mostró su inquietud por el hecho de que no está estandarizado, por lo tanto decidió usarlo solo para el análisis de sensibilidad. Sería importante intentar recuperar los datos originales y estandarizar la CPUE para esta serie.

Cuatro de los otros índices de abundancia relativa presentados eran actualizaciones de índices previamente presentados (palangre griego 1987-2013, palangre siciliano 1991-2009, redes de enmalle marroquíes 1999-2011 y palangre español 1988-2013) y tres eran índices nuevos (redes de enmalle turcas 2008-2010, palangre turco 2008-2013 y palangre de Liguria 1991-2009). El índice de palangre siciliano presentado aquí, sin embargo, usaba un subconjunto diferente de datos históricos que el presentado en la última evaluación (Tserpes *et al.* 2011).

Es importante señalar que aunque en esta evaluación se disponía de más índices en comparación con la anterior, la prohibición de redes de deriva está afectando mucho al número de índices disponibles para los años más recientes. Desde 2012 en adelante, solo están disponibles los índices de palangre griego y español para aportar información a los modelos de evaluación. Afortunadamente, estos índices estaban asociados a dos de las flotas más importantes del Mediterráneo y representan datos de lados opuestos del Mediterráneo. Lamentablemente, no se dispone de índices para el Mediterráneo central desde 2010. Esto se debe parcialmente a cambios en la forma en que los buques italianos calan el palangre. Desde 2009, muchos de estos buques han cambiado parcial o totalmente a palangres mesopelágicos que pescan más profundamente que los palangre de superficie de deriva (SCRS/2014/100, SCRS/2014/106, SCRS/ 2014/111). El Grupo discutió la necesidad de recopilar datos sobre el tipo de palangre usado para cada marea con el fin de poder llevar a cabo una estandarización efectiva de la CPUE para las flotas italianas de palangre. El Grupo concluyó también que, a efectos de la estandarización de la CPUE, los palangres mesopelágicos y los palangres de superficie de deriva deberían considerarse artes diferentes. Además, el Grupo también debatió que existen variaciones en el calado de los palangres, como los bastones de luz, el tipo de cebo, etc., que, idealmente, deberían considerarse durante la estandarización de la CPUE porque es bien sabido que afectan a las tasas de captura del pez espada (Tserpes y Peristeraki, 2004). Hasta ahora, solo la estandarización del pez espada del Mediterráneo para los palangres griegos ha considerado el tipo de arte (de superficie de deriva frente a americano).

El Grupo desarrolló una tabla que resumía las características de los conjuntos de datos, el rigor en la implementación de la estandarización de la CPUE y la robustez de los resultados teniendo en cuenta nuestros conocimientos acerca de la productividad del stock prevista (**Tabla 5**). Esta tabla se derivó siguiendo las recomendaciones del Grupo de trabajo sobre métodos de evaluación de stock de ICCAT (ICCAT, 2013) y seguía también tablas similares derivadas por los Grupos de especies de atún blanco y túnidos tropicales. El Grupo adaptó la descripción de las clasificaciones para que cada criterio se ajustara a las necesidades de los datos de pez espada del Mediterráneo. Específicamente, el Grupo decidió que las clasificaciones para la longitud de la serie temporal deberían hacer referencia a una pesquería que se inició en serio en 1980 en lugar de en 1950. Al clasificar los criterios acerca de la plausibilidad de las tendencias en los datos, el Grupo acordó clasificar todas las series como un 3 porque ninguna serie mostraba una fuerte tendencia. El Grupo también debatió la idoneidad del método de Walter y Cass-Calay (2012) para clasificar la robustez de los datos, preguntándose por la probabilidad de que las fluctuaciones en el índice sean plausibles biológicamente. Se plantearon dudas respecto a cuál era el método adecuado y si sería mejor usar el modelo de evaluación para evaluar esta plausibilidad. Se indicó que esta tabla de criterios está concebida para usarla como ayuda en la selección de los índices que se van a utilizar en la evaluación. Por tanto, obtener una clasificación para los criterios no puede depender de ejecutar el modelo de evaluación. El Grupo acordó por lo tanto retener los criterios de plausibilidad de las tendencias y las fluctuaciones pero no evaluó los índices de acuerdo con los últimos criterios durante la evaluación actual.

El SCRS/2014/096 actualizaba las tasas de captura estandarizadas en número de peces de la flota de palangre de deriva de superficie española que se dirige al pez espada en el Mediterráneo occidental para el periodo 1988-2013. Los datos incluían 24239 mareas analizadas por medio de modelos lineales generales (GLM). Las CPUE estandarizadas anuales no mostraban una tendencia clara, pero el índice era más variable en años recientes. El Grupo discutió si los palangreros españoles habían mostrado también la tendencia a usar el palangre mesopelágico en tiempos recientes, al igual que las flotas italianas. Los autores del documento señalaron que

existe una pequeña parte de la flota que usa el palangre mesopelágico. Esta flota, no obstante, no ha crecido y desembarca una pequeña parte de la captura del palangre español, que continúa siendo derivada principalmente de los palangres de superficie de deriva.

El documento SCRS/2014/097 representa los índices de abundancia del pez espada (*Xiphias gladius*) de las pesquerías turcas de redes de enmalle y palangre que operaban en el Mediterráneo oriental durante el periodo 2008-2013. Los datos de la CPUE de las redes de enmalle sugerían la presencia de una tendencia ascendente en la abundancia en el periodo 2008-2010, mientras que en el análisis del conjunto de datos de palangre no se identificó ninguna tendencia particular. El Grupo constató la importancia de este trabajo porque era la primera vez que se calculaban los índices para estas dos flotas. El número de observaciones usadas en el análisis es pequeño, 133 para las redes de enmalle y 50 para el palangre, lo que conduce a índices muy variables e inciertos. Teniendo en cuenta esto y el pequeño número de años que representan estos índices, el Grupo decidió no usar estos índices en la evaluación. Es importante resaltar la información que proporcionan estos índices a efectos de describir las pesquerías en la parte oriental del Mediterráneo e instar a los autores a actualizar el índice de palangre a medida que se disponga de nuevos datos y posiblemente a medida que se recuperen más datos históricos.

El documento SCRS/2014/104 presentaba las tasas de captura estandarizadas anuales de las pesquerías griegas de palangre de superficie de deriva que operan en los mares Egeo y de Levante entre 1987-2013. La modelación de los datos de CPUE se realizó mediante técnicas de GLM incluyendo variables temporales en el modelo. Se han producido cambios considerables en la capturabilidad en el tiempo debido a modificaciones en los artes y algunos de estos cambios se tuvieron en cuenta en el documento ajustando convenientemente la CPUE. El Grupo indicó que aunque los niveles de la CPUE no muestran ninguna tendencia particular a lo largo del tiempo, está claro que desde 2000 en adelante los índices estimados son, por lo general, inferiores (a excepción de 2013) a los de años anteriores.

El documento SCRS/2014/105 presentaba tasas de captura estandarizadas anuales de las pesquerías de palangre de superficie de deriva tradicionales de Sicilia que operan en el mar Tirreno y en el estrecho de Sicilia. Los datos cubrían el periodo 1991-2009 y los índices estandarizados se estimaron por medio de GLM que tuvieron en cuenta los efectos de año, mes y área. Los resultados no demostraron la presencia de ninguna tendencia particular a lo largo del tiempo y una vez más eran bastante variables de un año a otro. Aunque esto es una actualización del índice presentado por Tserpes (2011), el índice estimado es diferente del presentado en 2011 porque el último conjunto de datos solo incluye las operaciones de palangre de superficie de deriva tradicionales que se dirigen al pez espada.

El documento SCRS/2014/108 actualizaba las tasas de captura de la flota de redes de deriva marroquí que se dirigía al pez espada en el estrecho de Gibraltar hasta 2011. Las tasas de captura diarias fueron analizadas usando el enfoque de modelación GLM con un supuesto de error log-normal con el fin de calcular los índices de abundancia estandarizados. El índice de abundancia relativa mostraba una tendencia relativamente estable a lo largo de la serie temporal considerada. Los factores año, mes y tamaño del buque explicaban la mayoría de la variabilidad observada en el índice de abundancia. Este índice corresponde a una pesquería que captura pez espada al oeste del actual límite del pez espada del Mediterráneo, sin embargo, el Grupo decidió incluirlo en la evaluación, ya que había sido incluido en evaluaciones anteriores. La sección 3.1 proporciona información que respalda esta inclusión.

El documento SCRS/2014/112 presentaba las tasas de captura estandarizadas anuales de las pesquerías de palangre de superficie de deriva tradicionales que operan en el mar de Liguria. Los datos cubrían el periodo 1991-2009 y los índices estandarizados se estimaron por medio de GLM, que tuvieron en cuenta los efectos de año y mes. Los resultados demostraron que el índice de CPUE estaba creciendo gradualmente, sin embargo, desde 2000 el índice es mucho más variable, lo que enmascara parcialmente la tendencia ascendente.

Cuando se escala a la media de cada índice y se compara, el conjunto de índices no mostraba una tendencia clara de cambio en la biomasa (**Figura 11**). Cuando los índices individuales se reescalan para tener una media de cero y una desviación estándar de uno y posteriormente se alisan, es posible observar la tendencia global de todos los datos combinados (**Figura 12**). El índice global alisado muestra un descenso desde 1987 hasta 1990 y posteriormente un lento aumento desde 1991 hasta el presente. Es importante señalar, no obstante, que el índice alisado explica una pequeña parte de la variabilidad observada en los datos del índice escalado. Algunos de los índices están negativamente correlacionados, especialmente el de redes de enmalle de Sicilia y el de palangre español (**Tabla 6**). Dos de los índices muestran una ligera tendencia ascendente en los últimos diez años (el palangre español y el palangre de Liguria) mientras que los demás presentan una elevada variabilidad pero ninguna tendencia durante dicho periodo.

Para la evaluación el Grupo acordó asignar una ponderación igual a todos los índices. Como alternativa a esto, el Grupo también debatió ponderar los índices por el área relativa cubierta por las pesquerías y por la captura relativa desembarcada por las pesquerías. Dichos esquemas de ponderación alternativa han sido usados a menudo por los Grupos de especies de túnidos tropicales y de istiofóridos en los ensayos del modelo de producción.

El Grupo acordó que existe información limitada para derivar las ponderaciones por área relativas para las flotas del Mediterráneo porque los datos de esfuerzo pesquero disponibles para dichas flotas son bastante toscos, a un nivel de 5 grados, y por tanto inadecuados para un área del tamaño del Mediterráneo. El Grupo, sin embargo, acordó utilizar los datos de Tarea I para derivar las ponderaciones de captura relativa. Estas ponderaciones se obtuvieron directamente de las Tablas de Tarea I disponibles en la reunión. Las capturas de red de enmalle marroquíes se realizan a ambos lados del límite de 05°W. Con el fin de asociar las capturas adecuadas al índice marroquí el grupo asumió que el 50% de estas capturas se realizan al oeste del límite de 05°W en el estrecho de Gibraltar. El índice siciliano se asoció a la captura de las flotas declaradas a ICCAT como mar Jónico meridional, mar Tirreno y estrechos de Sicilia. Lamentablemente, dichos datos de captura no estaban disponibles en las tablas de Tarea I para todos los años y flotas y hubo que hacer algunas interpolaciones para obtener un conjunto completo de ponderaciones de captura relativa (**Tabla 7**). Estas interpolaciones eran necesarias para ciertos años seleccionados de algunos de los índices italianos. Cuando no había datos declarados a ICCAT para un año y flota, la captura se calculó como el producto de la captura italiana total declarada y una constante representando la proporción que dicha flota representaba en las capturas de 1990-1995, un periodo en el que Italia separó los informes de captura entre las flotas regionales.

Además, los participantes proporcionaron estimaciones de la captura de palangre de Liguria para los años 1997-2000. No fue posible reconstruir la historia de la captura asociada a la pesquería del Jónico septentrional porque los datos de Tarea I disponibles para Italia para el periodo 1968-1975 no están declarados como palangre y probablemente incluidos en la categoría de arte desconocido. Los datos de 1976-1984 están declarados como palangre pero no separados por origen de la flota.

4 Evaluación de stock

Se utilizaron diversos métodos de evaluación para proporcionar una idea del efecto de la elección del modelo en la determinación de la situación del stock y para intentar usar el mayor rango posible de datos disponibles: dos modelos de producción diferentes (bayesiano y no bayesiano), un modelo estructurado por talla, un análisis de la curva de captura y un modelo de población estructurado por edad (XSA). Dos de estos enfoques de modelación se utilizaron en la evaluación anterior (ASPIC y XSA). Aunque la implementación del modelo de producción bayesiano (BSP) es nueva para el pez espada del Mediterráneo, este modelo se usó en la última evaluación para el stock septentrional del pez espada del Atlántico (McAllister 2014). Al igual que en la evaluación anterior, y debido a las razones explicadas más adelante, se eligió el modelo estructurado por edad (XSA) para desarrollar el asesoramiento sobre el estado del stock y las proyecciones.

4.1. Métodos

4.1.1 Modelo de producción excedente bayesiano

Se aplicó un modelo de producción excedente bayesiano a los datos de captura y CPUE para el pez espada del Mediterráneo. El programa utilizado fue el mismo que estaba disponible en el catálogo de ICCAT excepto por: (1) una mejora en el tratamiento de las caídas de población en las proyecciones y (2) el resultado de datos para un análisis de Kobe. Este programa se ha utilizado en evaluaciones previas de ICCAT incluido para el atún blanco, los tiburones, los istiofóridos y el pez espada.

El modelo bayesiano requiere distribuciones previas para los parámetros del modelo, incluyendo la capacidad de transporte (K), la biomasa en el primer año relativa a K (B_0/K) y la tasa intrínseca de crecimiento de la población (r). La distribución previa para K era uniforme en $\log(K)$, una distribución previa vaga que favorece débilmente valores menores para K . La distribución previa para B_0/K tenía una media de 1,0 y un CV de 0,2, coherente con la creencia de que había muy poca pesca antes del año de inicio 1950. La distribución previa informativa para r se derivó a partir de un método basado en datos de crecimiento, madurez y reclutamiento, desarrollado por McAllister (2014) para el pez espada del Atlántico. Ver **Apéndice 4** para más detalles sobre la derivación. La distribución previa para r era lognormal, con una media de 0,47 y un CV de 0,49 (desviación estándar de $\log(r)$ de 0,46). Se utilizó la versión de tiempo continuo del modelo BSP.

Se utilizaron seis índices de CPUE: red de enmalle marroquí, palangre español, palangre siciliano, red de enmalle siciliana, palangre griego y palangre de Liguria. Los modelos se ejecutaron con una ponderación por captura frente a una ponderación igual de los datos de CPUE y bien con un modelo Schaefer o una forma generalizada del modelo de producción, para cuatro ensayos primarios. Para el caso de ponderación igual, la desviación estándar del error de observación se estableció en su estimación de máxima verosimilitud de 0,2 para cada punto de datos. Para el caso de ponderación por captura, las ponderaciones de cada punto de datos eran iguales a la ratio de la captura de cada flota respecto a la captura total en cada año. Estas ratios fueron reescaladas para implicar una desviación estándar del error de observación media de 0,2. Para el modelo de producción generalizado, el valor del parámetro forma (n) en el modelo Fletcher se fijó en $n=0,67$, para que $Brms/K=0,3$. Se eligió este valor porque las pruebas del análisis de equilibrio implicaban que la producción excedente máxima es probable que ocurra en niveles de biomasa inferiores a la mitad de K .

Los ensayos del modelo de diagnóstico incluían un ensayo pre-datos post-modelo tanto para el modelo Schaefer como para el modelo de producción generalizada. Los ensayos pre-datos post-modelo son un método de evaluar la influencia de las distribuciones previas en los resultados. Los modelos fueron también ejecutados con distribuciones previas uniformes para evaluar el contenido de información de los datos. Cada serie fue también ajustada independientemente en el modelo Schaefer con una ponderación igual ($\sigma =0,2$), bien con distribuciones previas informativas o uniformes. Por último, se llevó a cabo un análisis retrospectivo para el modelo Schaefer con una ponderación igual ($\sigma =0,2$).

Se llevaron a cabo varios análisis de sensibilidad. Estos incluían una ponderación igual con una varianza del error de observación de 1,0 o 0,1 y una ponderación por captura sin reescalar los factores de ponderación (varianza media del error de observación >1 para los años con índices múltiples). Para evaluar si las capturas inciertas desde los 50 hasta los 70 influyeron en los resultados, el año de inicio aumentó a 1965 o 1987. En los ensayos de sensibilidad del año de inicio, el CV de la distribución previa para B_0/K aumentó hasta el 0,5 porque había menos información sobre la ratio de biomasa inicial en los últimos años. Para el ensayo que empieza en 1987, la B_0/K media se estableció en 0,9. Por último, se realizó un análisis de sensibilidad con una distribución previa alternativa para r con una r media de 0,76 y un CV de 0,39.

4.1.2 Modelo de producción ASPIC

Se utilizó ASPIC para ajustar los índices de abundancia relativa dependientes de la pesquería disponibles y la captura total de pez espada del Mediterráneo. ASPIC 5.33 (un modelo de producción de stock que incorpora covariables) es una implementación (Prager 1994) de un modelo de producción en no equilibrio derivado del modelo de producción excedente de Schaefer (1957). El programa ASPIC lo mantiene el Servicio Nacional de Pesquerías Marinas y es parte del catálogo de software de ICCAT. El modelo aparece más formalmente descrito en Prager (1994) y Quinn y Deriso (1999). El modelo incorpora varias extensiones de los modelos de producción de stock clásicos, incluida la capacidad de estimar la forma de la función de producción por lo que se aparta del modelo Schaefer. Se utilizó la rutina de bootstrap de ASPIC para construir intervalos de confianza aproximados no paramétricos (80%) y para corregir el sesgo llevando a cabo 500 ensayos. Las ponderaciones estadísticas asociadas a índices de abundancia relativa se hicieron iguales para todos los puntos de datos o iguales a la contribución relativa de las capturas asociadas con cada índice. El modelo ASPIC se ejecutó siempre asumiendo que la captura se conocía sin error. Las limitaciones y estimaciones iniciales utilizadas para los parámetros de población se mantuvieron constantes para todos los ensayos diferentes (**Tabla 8**). Todos los parámetros del modelo, K , RMS y q fueron estimados durante el ajuste.

El modelo ASPIC utilizaba los datos de captura total para el periodo 1950-2013 y seis series de índices de CPUE que incluían palangreros griegos, palangreros italianos (dos índices de las pesquerías de Sicilia y Liguria), palangreros españoles, buques de redes de enmalle marroquíes y buques de redes de enmalle italianos. Se consideró que el stock estaba cerca de su capacidad de transporte en 1950. Las estimaciones finales de los parámetros del modelo (de K , B_0/K , y q) se obtuvieron utilizando un criterio de ajuste de valores absolutos mínimos.

Se ejecutó una serie de análisis de sensibilidad para examinar el supuesto realizado al desarrollar las entradas al ajuste de ASPIC (**Tabla 9**). Entre los análisis de sensibilidad había uno en el que el índice del Jónico septentrional se incorporó al conjunto de datos para ver cómo afecta al ajuste del modelo de producción el añadir un índice de abundancia relativa con información de mediados de los 70 a mediados de los 80. Para observar la sensibilidad del ajuste a la inclusión de cada índice, los índices se eliminaron de los datos de entrada de uno en uno. Para observar el efecto del supuesto de la forma de la función de producción, se ajustaron un modelo de producción de Fox y una función de producción generalizada. Con el fin de examinar el efecto de la longitud de

la serie de capturas, la serie temporal se inició en 1980 en lugar de en 1950. Por último, para observar el efecto de los datos recientes sobre el ajuste se ejecutó un análisis retrospectivo eliminando los datos anuales, un año cada vez, desde el año más reciente 2013 hasta 2008.

4.1.3 Modelos estructurados por edad

XSA

Se llevó a cabo una evaluación estructurada por edad utilizando XSA en R usando el paquete FLXSA (parte del proyecto FLR, Kell *et al.* 2007; <http://www.flr-project.org/>). Los datos de captura por edad (CAA) se generaron usando un análisis estadístico de distribuciones mixtas que durante la evaluación anterior demostró facilitar resultados estadísticamente más robustos que la separación por edades determinista. Las estimaciones de CV demostraron también que existía muy poca información en las distribuciones de talla para justificar la separación de la CAS en edades superiores a 5. Por tanto, en línea con las evaluaciones de pez espada del Atlántico, se llevaron a cabo ensayos XSA con un grupo plus de 5 (véase el SCRS/2014/114 para una documentación completa de los ensayos XSA).

Los parámetros biológicos utilizados para la madurez y la mortalidad natural por edad fueron los mismos que en la última evaluación, es decir los peces maduran por primera vez a la edad 3 (cuando el 50% son maduros) y son totalmente maduros en edades superiores; la mortalidad natural se asumió que era igual a 0,2. Los pesos por edad se derivaron del análisis mixto y fueron coherentes con la CAA.

Seis conjuntos de datos de CPUE estaban disponibles para ajustar el XSA; a saber buques de redes de enmalle marroquíes (SCRS/2014/108), palangreros españoles (SCRS/2014/096), palangreros sicilianos (SCRS/2014/105), buques de redes de enmalle sicilianos (Tserpes *et al.*, 2011), palangreros griegos (SCRS/2014/104) y palangreros de Liguria (SCRS/2014/112). Los índices de CPUE estandarizados no estaban diferenciados por edad. Estos índices en el XSA se consideraron representativos de las abundancias del grupo de edad 2-4 (el grupo plus no se usa para la calibración dentro del XSA) tal y como se asumió en la última evaluación. Se asumió que la capturabilidad de la flota era independiente del tamaño de la clase anual para todas las edades y años terminales.

El XSA estima los supervivientes (es decir, N terminal por edad y año) para cada valor observado de CPUE. Esto se hace mediante una regresión de la calibración para predecir los números por edad de la población por año para cada serie y luego proyectando sobre la cohorte hasta la edad mayor o el año más reciente. Además, se lleva a cabo una constricción a la media, donde las N terminales incluyen también un término relacionado con las F recientes o las F en edades más jóvenes (constricción a la media de F) y los números por edad para las clases de edad que se reclutan se estiman a partir de la media geométrica de los reclutamientos recientes (constricción a la n media). Las ponderaciones de las series temporal se pueden aplicar para descontar valores pasados.

Se llevaron a cabo dos ensayos XSA, es decir el basado en las especificaciones de 2010 y un ensayo alternativo basado en los diagnósticos de la bondad del ajuste y en un análisis preliminar de los datos de talla y edad utilizando curvas de captura. En el documento SCRS/2014/114 están disponibles los detalles de ambos ensayos, incluidos los diagnósticos y las ponderaciones relativas. El principal cambio en el ensayo alternativo era reducir la cantidad de la constricción de F a la media dado que había habido cambios tanto en el patrón de selección como en la F media. El rango de edad de la constricción de F se redujo a la edad 1 ya que solo había 4 edades verdaderas y F variaba con la edad. Basándose en los diagnósticos, el ensayo alternativo fue considerado para evaluar la situación del stock y proporcionar el asesoramiento. La evaluación XSA final cubría el periodo hasta 2013 y la **Tabla 10** presenta las opciones de control usadas en el ensayo alternativo.

Análisis de rendimiento en equilibrio

Los resultados de XSA se usaron como base para un análisis en equilibrio que combina los análisis de reproductor por recluta y rendimiento con una relación stock reclutamiento y facilita resultados coherentes con una proyección a largo plazo. Los parámetros biológicos y la selectividad por edad se derivaron de los resultados del XSA.

4.2. Resultados de la situación del stock

4.2.1 BSP

La serie de CPUE mostraba una ligera tendencia ascendente en años recientes y los cuatro modelos seguían esta tendencia (**Figura 13**). Los datos eran algo informativos, de tal forma que las distribuciones posteriores de K y r eran diferentes de las distribuciones previas (**Figura 14**). En particular, la moda de r era superior a la moda de su distribución previa en los cuatro ensayos. Los modelos estimaron que RMS se encontraba en aproximadamente 30-40.000 kg. El modelo de producción generalizado ($Brms/K=0,3$) era más optimista que el modelo Schaefer. La actual mortalidad por pesca se encuentra en aproximadamente 0,34 Frms en los modelos de Schaefer y en 0,16 Frms en los modelos con $Brms/K=0,3$ (**Tabla 11, Figura 15**). La situación media del stock actual era 1,6 Brms en los modelos de Schaefer y de 2,6 Brms en los modelos generalizados. La ponderación igual y por captura presentaban resultados similares.

Los ensayos de diagnóstico y sensibilidad se describen detalladamente en el **Apéndice 5**. Los valores de retorno de los ensayos pre-datos post-modelo de r eran similares a la distribución previa, tal y como se esperaba. Los modelos con distribuciones previas uniformes producían valores mucho más elevados de r . Los ajustes a los índices individuales varían un poco respecto a cuánto aumenta la tendencia reciente (**Figura BSP 4 en el Apéndice 5**). Un análisis retrospectivo del ensayo del modelo Schaefer con ponderación igual demostraba que no había un patrón retrospectivo obvio (**Figura BSP 5 en el Apéndice 5**). Los ensayos que finalizaban en torno a 2008 eran más pesimistas que el ensayo actual, pero los ensayos que finalizaban en 2005 eran más optimistas. Los análisis de sensibilidad hallaron que el supuesto acerca del valor medio de la desviación estándar del error de observación tenía un fuerte efecto sobre los resultados. Por lo tanto, los modelos que utilizaban la estimación de verosimilitud máxima de la desviación estándar del error de observación como la mejor estimación eran más creíbles que los que usaban un valor diferente. Los ensayos con un año inicial posterior eran bastante similares a los ensayos que empezaban en 1950.

Los resultados BSP son particularmente sensibles a la elección de la varianza del error de observación. Aunque las estimaciones de MLE de esta varianza están disponibles para cada serie, el Grupo cree que esta sensibilidad debe investigarse más para reducir la incertidumbre asociada con la aplicación de este modelo al pez espada del Mediterráneo.

4.2.2 ASPIC

El ensayo 1 del modelo SP ASPIC (caso base) indicaba que el stock estaba ligeramente explotado desde 1950 hasta 1965, seguido por incrementos en las capturas con un descenso en la biomasa a medida que las capturas aumentaron progresivamente en 1984 y posteriormente (**Figura 16**). Las capturas alcanzaron un pico en 1998 con más de 20.000 t, mientras que el stock continuó descendiendo hasta alcanzar el estatus de sobrepecado durante principios de los 90. Tras la reducción de las capturas después de 1995, el stock empezó a recuperarse. El estatus del diagrama del stock en 2013 indica que la mortalidad por pesca es inferior a la referencia FRMS y la biomasa se encuentra por encima de la referencia estimada de B_{RMS} (**Figura 17**).

El **Apéndice 6** incluye información sobre varios ensayos de sensibilidad que fueron realizados. Con el modelo de producción se ejecutaron varios escenarios de sensibilidad tal y como se describe en la **Tabla 6.1.2 del Apéndice 6**. El ensayo 1 con ponderación igual para todos los índices y estimando todos los parámetros convergía, aunque el modelo comunicaba una correlación negativa entre algunos de los índices (**Tabla 6.1.3**). Los parámetros estimados y los intervalos de confianza del bootstrap se muestran en la **Tabla 6.1.4 del Apéndice 6**. Los ajustes a los índices de abundancia y las tendencias de la biomasa y la mortalidad por pesca relativas se muestran en las **Figuras 6.1.1 y 6.1.2 del Apéndice 6**. No se observaron diferencias al asumir diferentes valores iniciales para el parámetro B_0/K .

El ensayo de sensibilidad que comparaba el parámetro forma de la curva de producción excedente indicaba que los datos respaldan una función de forma logística más que el modelo de Fox asimétrico (**Tabla 6.1.5, Figura 6.1.3 del Apéndice 6**). Utilizando un modelo generalizado, el parámetro alfa estimado era 0,503, más cerca del supuesto logístico que del modelo Fox. Sin embargo, en general los resultados indican una elevada productividad del stock tal y como señalan los altos valores estimados de r por encima de 0,7. El análisis retrospectivo muestra un patrón, con un aumento de la mortalidad por pesca relativa y un descenso de la biomasa relativa a medida que se eliminan los datos de años recientes, estos resultados cambian cuando los datos de 2008 en adelante se eliminan (**Tabla 6.1.6 y Figura 6.1.4 del Apéndice 6**). Un ensayo de sensibilidad restringiendo los datos al periodo de 1980-2013 y ajustando la estimación de entrada de B_0/K a 0,5 indicaba una tendencia similar de la

biomasa y de la mortalidad por pesca relativas en comparación con el modelo con datos desde 1950 (**Figura 6.1.5 del Apéndice 6**). Dado que los índices de abundancia relativa estaban restringidos a 1987 en adelante, el Grupo presentó una serie de CPUE nominal de la pesquería de palangre italiana presentada al SCRS (De Metrio *et al.* 1999) (**Figura 6.1.6 del Apéndice 6**). Los resultados globales muestran tendencias similares de biomasa y de mortalidad por pesca relativas para la mayoría de los ensayos de sensibilidad.

4.2.3 Modelos estructurados por edad

XSA

En la **Figura 18** se presenta la serie temporal de reclutamiento, la SSB, la captura y la mortalidad por pesca. Un análisis retrospectivo que también se llevó a cabo no muestra ningún patrón particular (**Figura 19**). El reclutamiento muestra una tendencia ligeramente descendente en la última década, mientras que la biomasa del stock permanece estable. Las **Tablas 12 y 13** presentan las estimaciones de números de población y mortalidad por pesca por edad, respectivamente. Las tendencias en la F por edad se muestran en la **Figura 20** y parece haber un descenso reciente en F, especialmente para las edades 1 y 2.

Análisis de rendimiento en equilibrio

Se ajustó una relación stock reclutamiento de Beverton y Holt, véase la **Figura 21** para el ajuste con los diagnósticos. Parece haber un cambio reciente en el reclutamiento en los años más recientes (considerando también las estimaciones de XSA de la SSB y R) y esto fue evaluado usando el algoritmo STARS (Rodionov, 2004; Szuwalski *et al.*, 2014). La zona sombreada indica la desviación estándar y media del reclutamiento antes del cambio de régimen (**Figura 22**).

Tras el análisis anterior, se reajustó una relación stock reclutamiento de Beverton y Holt a los datos del periodo 2003-2012 (los datos de 2013 se omitieron ya que el reclutamiento en este año solo provenía de la constricción) (**Figura 23**).

Las estimaciones en equilibrio resultantes para varios puntos de referencia biológicos se presentan en la **Tabla 14**; las curvas en equilibrio se presentan en la **Figura 24**. Las estimaciones de incertidumbre derivadas de los errores estándar de la N terminal en la serie temporal se presentan en la **Figura 25** y el diagrama de fase de Kobe en la **Figura 26**. Los niveles actuales (2013) de SSB y F sugieren que el stock está sobrepescado y experimentando sobrepesca.

4.2.4. Síntesis de los resultados de la evaluación

El Grupo discutió las limitaciones y los puntos positivos de los diversos métodos de evaluación utilizados para evaluar la situación del stock de pez espada del Mediterráneo y los puntos comunes y las diferencias en los resultados obtenidos. Se produjo un consenso entre los modelos respecto a que el stock había descendido en los 80 y había permanecido estable o creciendo ligeramente desde entonces. Sin embargo, los modelos XSA, ASPIC y BSP proporcionaban diferentes estimaciones de la abundancia absoluta, lo que hacía que produjeran estimaciones muy diferentes de la situación del stock. El BSP era el más optimista, que hallaba que el stock nunca había caído por debajo de Brms y que la F actual era muy inferior a Frms. De acuerdo con ASPIC, el stock había caído por debajo de Brms a principios de los 90 pero ahora está recuperado por encima de Brms. La F actual se encontraba aproximadamente en la mitad de Frms. Por el contrario, la XSA dio como resultado que el stock actual estaba sobrepescado y experimentando sobrepesca.

Al igual que en la evaluación anterior, el Grupo ponderó las limitaciones de ambos modelos, teniendo en cuenta los datos disponibles, y consideró que el XSA proporciona una evaluación de la situación del stock más fiable que los modelos de producción. Se citaron varias razones que sirvieron de información al Grupo para llegar a esta conclusión:

- los datos de captura por edad proporcionan información adicional sobre la productividad del stock en comparación con los modelos de producción que solo usan la captura en biomasa y los índices de abundancia relativa.
- la información sobre captura por edad utilizada es mejor que la utilizada en la última evaluación ya que es más completa en las muestras de frecuencias de tallas que caracterizan la captura por talla de años recientes.

- La falta de contraste en los índices de abundancia relativa hace que los resultados del modelo de producción sean bastante inciertos porque la productividad del stock (estimaciones de r y K) está muy pobremente definida por los datos. Esto afecta específicamente a los resultados de ASPIC que no tienen información adicional sobre la productividad del stock proporcionada por las distribuciones previas facilitadas al BSP. Es también el resultado de la falta de índices de abundancia relativa para el periodo en el que estaba previsto que la abundancia del stock hubiera descendido (1975-1985) a medida que la captura aumentaba.

Cabría señalar que el enfoque de utilizar los resultados de XSA para las proyecciones y la determinación del estado del stock es también coherente con evaluaciones previas. No obstante, los resultados del XSA tienen una importante incertidumbre.

Las estimaciones históricas del XSA sugieren que, desde los 90 en adelante, la SSB ha permanecido relativamente estable, con pocas evidencias de ninguna tendencia. En los diez últimos años existen algunos indicios de una reducción de F y del reclutamiento. Al igual que en la mayoría de implementaciones del XSA, las estimaciones recientes a partir del VPA son las más inciertas y cualquier tendencia ascendente se encuentra dentro del rango de variabilidad interanual observado en la serie temporal en un momento anterior. A pesar de esta incertidumbre, las estimaciones del estado de la población a partir del XSA indican que el stock permanece en el cuadrante rojo ya que la SSB actual (2013) es aproximadamente un 65% inferior que B_{RMS} y F es el doble que F_{RMS} . Estos resultados, no obstante, se basan en análisis deterministas y el nivel de incertidumbre en estas estimaciones no ha sido evaluado.

4.3 Evaluación de escenarios de ordenación

Los resultados del modelo XSA fueron proyectados hacia adelante en el marco de diferentes escenarios de explotación. Cada escenario de ordenación fue simulado 500 veces para un periodo de 25 años y, al igual que en la última evaluación, el tamaño de la población y el volumen de los desembarques se estimaron a partir de las ecuaciones de captura y descenso exponencial usadas habitualmente. Además, se asumió que: (a) la mortalidad natural anual iguala 0,2 para todas las edades y (b) las desviaciones del reclutamiento anual eran similares al periodo 2003-2012 (se realizó un remuestreo a partir de los valores residuales del reclutamiento ajustados a los datos recientes). En cada simulación se estimaron la captura total, el reclutamiento, la captura y la biomasa del stock reproductor (SSB) por año. Todos los escenarios se realizaron utilizando Fisheries Library en el marco de R (FLR) (<http://www.flr-project.org/>, Kell et al. 2007).

Se examinaron cuatro escenarios de ordenación para todo el Mediterráneo. El primer escenario (caso base) asume una continuación del patrón actual de explotación sin ningún cambio, es decir la mortalidad por pesca (F) por edad para todo el periodo de proyección será igual a la de 2013 (último año de la evaluación). El segundo escenario asume una reducción de F del 20% sin ningún cambio en el patrón de selección. Teniendo en cuenta que ciertas flotas han adoptado recientemente el palangre mesopelágico, que tiene un patrón de selección diferente al de superficie (**Figura 27**), el tercer y cuarto escenario asumen un cambio de selección hacia el arte mesopelágico para el 50% del esfuerzo total. De forma similar que los escenarios 1 y 2, el escenario 3 asume ningún cambio en la F global, mientras que el escenario 4 asume una reducción del 20%.

Los resultados indican que con la F actual, la SSB aumentará (**Figuras 28 y 29**) bajo ambos patrones de explotación. Sin embargo, incluso en el caso de una reducción del 20% de la F actual, la SSB continuaría sin alcanzar el nivel más elevado de la serie temporal, es decir, los niveles de finales de los 80. Si el patrón de selección cambia hacia el arte mesopelágico, se alcanzarán rendimientos ligeramente más elevados.

Las **Figuras 30, 31 y 32** muestran las proyecciones y estimaciones históricas mediante XSA de SSB, F y la captura relativa a los elementos de referencia del RMS. Aunque tanto SSB como F permanecerán por debajo de los niveles de RMS, la captura estará cerca de RMS aún si F se reduce hasta el 80% de los niveles actuales. Esto se debe a la forma de las curvas de equilibrio (**Figura 24**), en las que incluso aumentando F en un orden de magnitud superior a F_{RMS} (0,25) los resultados en el rendimiento descienden solo en aproximadamente un 30%.

5 Recomendaciones

5.1 Estadísticas e investigación

- Presentación de datos: El Grupo observó la importante mejora, en términos de declaración de datos, dentro de los plazos de ICCAT, incluso cuando no está programada una evaluación de stock analítica. Sin embargo, el envío tardío de los datos sigue produciéndose, lo que impide su uso durante la evaluación de stock. Por lo tanto, el Grupo reiteró la necesidad de que los datos se envíen dentro de los plazos establecidos por ICCAT.
- Participación de la Partes contratantes de ICCAT en el Grupo de evaluación de stock: El Grupo constató un aumento importante de la participación, especialmente de científicos de diversas Partes contratantes que cuentan con pesquerías importantes de pez espada. Esto ha tenido obvias consecuencias positivas en la capacidad del Grupo de interpretar de forma precisa las tendencias en la pesquería y de proporcionar mejor asesoramiento a la Comisión. El Grupo instó a que las reuniones futuras cuenten con este nivel de participación.
- Captura: Todos los países que capturan pez espada (como especie objetivo o como captura fortuita) deberían comunicar las estadísticas de captura, captura por talla (por sexo) y esfuerzo por zonas lo más pequeñas posible (rectángulos de 5° para el palangre y de 1° para otros artes) y por mes. El Grupo indicó que es importante recopilar datos de talla junto con los datos de captura y esfuerzo para proporcionar CPUE significativas.
- Descartes: Las medidas de ordenación recientemente adoptadas podrían haber aumentado los niveles de descarte, por lo tanto el Grupo indicó que los países participantes deberían mejorar sus estimaciones de descartes de pez espada juvenil, cuando sea posible, y presentar dicha información a la Secretaría de ICCAT.
- CPUE: El Grupo señaló que se había desarrollado una nueva serie de CPUE y recomendó la recopilación y recuperación de datos históricos para aumentar el periodo que cubre esta serie temporal. Por ejemplo, deberían recopilarse y evaluarse los datos nominales presentados en De Metrio *et al.* (1999) para una posible estandarización. El Grupo recomendó que los palangres mesopelágicos y los palangres de superficie de deriva tradicionales de UE-Italia sean considerados como dos artes diferentes y en el futuro se desarrollen series de CPUE separadas. El Grupo reiteró la necesidad de que la CPUE tenga en cuenta la estratificación geográfica de la captura por arte y mes utilizando mediciones estándar del esfuerzo para cada arte (por ejemplo, número de anzuelos para el palangre, longitud de las redes para las redes de enmalle) en una escala lo más fina posible (rectángulos de 5° para el palangre y de 1° para otros artes). Además, el Grupo recomendó también considerar otras características del arte (por ejemplo, el uso de dispositivos que atraen con luz, estilo del anzuelo, tipo de cebo, etc.) durante la estandarización de la CPUE. Aunque la CPUE por edad es el dato de entrada habitual para los análisis estructurados por edad, el grupo reconoció que esto debe basarse en un nivel mayor de muestreo, no meramente en la sustitución de los datos actuales. Por lo tanto, se recomienda llevar a cabo más muestreos para que las CPUE puedan desarrollarse por edad. Para lograr este objetivo, el Grupo indicó que es importante recopilar datos de talla junto con los datos de captura y esfuerzo para proporcionar CPUE significativas.
- Medio ambiente: El Grupo recomendó que continuaran los trabajos para identificar mejor los efectos del medio ambiente sobre la biología, la ecología y las pesquerías de pez espada. Los futuros análisis de la CPUE deberían centrarse en desarrollar métodos adicionales para incorporar explícitamente la variabilidad medioambiental en el modelo, así como la influencia del medio ambiente en la distribución de reproductores y juveniles.
- Estudios sobre selectividad de los artes: Se insta a realizar más investigaciones sobre el diseño y uso de los artes con el fin de minimizar la captura de peces espada de edad 0 y aumentar el rendimiento y la biomasa reproductora por recluta de esta pesquería. El Grupo recomendó que se lleven a cabo más estudios sobre las recientemente desarrolladas pesquerías de palangre mesopelágico, debido al impacto que estas nuevas pesquerías podrían tener en términos de composición de la captura, series de CPUE, distribución por tallas de la captura y, consecuentemente, sobre la evaluación de la situación del stock y la formulación del asesoramiento en materia de ordenación.
- Mezcla de stocks y límites de ordenación: Considerando las diferencias en los patrones de CPUE y captura entre las diferentes pesquerías del Mediterráneo, trabajos de investigación adicionales, lo que incluye campañas de marcado (tanto electrónico como convencional), así como investigaciones genéticas, para definir las variaciones temporales en el patrón de distribución espacial del stock, contribuirán a mejorar la delimitación, la ordenación y la evaluación del stock. El grupo señaló también la necesidad de intensificar las investigaciones en colaboración y multidisciplinarias teniendo en cuenta

estratos de muestreo de escala fina (por ejemplo, cuadrículas de 1°) y trimestrales, destinadas a mejorar la delimitación precisa del límite actual entre los stocks de pez espada del Atlántico norte y Mediterráneo.

- Próxima reunión de evaluación de stock de pez espada del Mediterráneo: Se recomienda que la próxima evaluación de stock de pez espada se realice no antes de 2017 ya que no hay señales de que el stock esté descendiendo. Esto permite tiempo para aumentar las series temporales de datos de captura y esfuerzo y para avanzar en las investigaciones básicas y en los métodos de evaluación. Cabe señalar que para esta sesión se requerirán los datos hasta el año anterior a la reunión, inclusive.

5.2. Ordenación

La información disponible sobre la situación del stock de pez espada del Mediterráneo indica un patrón relativamente estable para la biomasa en décadas recientes, soportando capturas que han oscilado entre 10.000 y 16.000 t. Tras la adopción por parte de la Comisión de varias recomendaciones desde 2007, incluidas las relacionadas con la prohibición de redes de deriva y especialmente las medidas de ordenación para el pez espada del Mediterráneo adoptadas en la [Rec. 11-03], las capturas declaradas han descendido significativamente respecto al nivel de 2000, siendo en 2012 y 2013 los valores mínimos de las tres últimas décadas. Y las capturas declaradas de pez espada juvenil de menos de 90 cm han descendido también en una media del 54% en los dos últimos años en comparación con los niveles de la década del 2000. Las vedas estacionales y la introducción del palangre mesopelágico por parte de algunas flotas han contribuido al descenso observado en las capturas de juveniles.

En los últimos 20 años los niveles de biomasa parecen estar bastante estables. Esta situación sigue siendo la misma desde la última evaluación. Sin embargo, los niveles de mortalidad por pesca muestran una tendencia decreciente desde 2010 y es probable que esto se deba principalmente a las medidas de ordenación adoptadas por la Comisión. En cualquier caso, existe una incertidumbre considerable respecto a la situación del stock en relación con los objetivos del Convenio, debida principalmente a la falta de señales claras en los datos y a la falta de índices de abundancia antes de 1987. El Grupo recomienda mantener las actuales medidas de ordenación respecto al pez espada del Mediterráneo adoptadas en la [Rec. 13-04] hasta que más investigaciones aumenten nuestra confianza en su efecto sobre el stock.

Sin embargo, el Grupo señala que las medidas de ordenación recientemente adoptadas por ICCAT podrían haber aumentado los niveles de descartes de pez espada de talla inferior a la regulada y por tanto recomienda un estrecho seguimiento de la pesquería y que las CPC declaren adecuadamente a ICCAT cada componente de la mortalidad del pez espada del Mediterráneo.

Las medidas de ordenación han tenido un impacto positivo, sin embargo, el Grupo señaló también que el número de buques incluidos en el registro ICCAT de buques autorizados a capturar pez espada del Mediterráneo es superior al de los buques que están activos en cada CPC. El Grupo recomienda que la Comisión considere las implicaciones de este posible exceso de capacidad.

6 Otros asuntos

El Grupo de trabajo no debatió otros asuntos.

7 Adopción del informe y clausura

Un borrador del informe fue adoptado durante la reunión y se finalizó la adopción por correspondencia.

El Presidente expresó su agradecimiento a los participantes por el gran trabajo realizado.

La reunión fue clausurada.

Bibliografia

- Akyol, O., and T. Ceyhan. 2013. Age and growth of swordfish (*Xiphias gladius* L.) in the Aegean Sea. *Turk. J. Zool* 37:59-64.
- Anon. 2011. Report of the 2010 ICCAT Mediterranean Swordfish Stock Assessment Meeting (*Madrid, Spain, June 28 to July 2, 2010*). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT 66(4): 1405-1470.
- Anon. 2008. Mediterranean Swordfish Stock Assessment Session (*Madrid, Spain, September 3 to 7, 2007*). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 62(4): 951-1038.
- De Metrio, G., Cacucci M., Megalofonou P., Santamaria N. and Sion L. 1999. Trend of swordfish fishery in a Northern Ionian Port in the years between 1978 and 1997. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 49: 94-99.
- ICCAT 2013. Report of the 2012 Meeting of the ICCAT Working Group on Stock Assessment Methods. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 69(3): 1354-1426.
- Jensen, A. L. (1985). Comparison of catch curve methods for estimation of mortality. *Trans. Amer. Fish. Soc.* 114; pp.743-747.
- Kell, L.T. and A. Kell. 2011. Comparison of age slicing and statistical age estimation for Mediterranean swordfish (*Xiphias gladius*). Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT 66(4):1522-1534.
- McAllister, M. 2014. A generalized Bayesian surplus production stock assessment software (BSP2). ICCAT Collective Volume of Scientific Papers. SCRS/13/100.
- Mejuto, J. and J. M. de la Serna. 1993. A preliminary analysis to obtain a size weight relationship for the Mediterranean swordfish (*Xiphias gladius*). Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT 40(1):149-154.
- Rodionov, S.N. (2004) A sequential algorithm for testing climate regime shifts. *Geophysical Research Letters* R 31(9), doi: 10.1029/2004GL019448.
- Shepherd, J. G. "Extended survivors analysis: An improved method for the analysis of catch at age data and abundance indices." *ICES Journal of Marine Science: Journal du Conseil* 56.5 (1999): 584-591.
- Szuwalski, C.S., Vert-Pre, K.A., Punt, A.E., Hilborn, R., and Branch, T. A. (2014). Examining common marine fisheries assumptions about recruitment: a meta-analysis of recruitment dynamics for worldwide marine fisheries. *Fish and Fisheries*: in press.
- Ssentogo, G. W. and P. A. Larkin (1973). Some simple methods for estimating mortality rates of exploited fish populations. *J. Fish. Res. Board Can.* 30; pp. 695-698.
- Stanley, R. D., M. McAllister, P. Starr and N. Olsen, 2009. Stock assessment for bocaccio (*Sebastes paucispinis*) in British Columbia waters. Department of Fisheries and Oceans Canada (DFO) Publication: *Canadian Science Advisory Secretariat Research Document* 2009/ 055: xiv + 200 p.
- Tserpes, G. and N. Tsimenides. 1995. Determination of age and growth of swordfish, *Xiphias gladius* L., 1758, in the eastern Mediterranean using anal-fin spines. *Fish. Bull.* 93:594-602.
- Tserpes, G., and Peristeraki P. 2004. Catchability differences among the longlines used in the Greek swordfish fishery. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 56: 860 -863.
- Tserpes, G., Peristeraki, P., Di Natale, A. and Mangano A. 2011. Analysis of swordfish (*Xiphias gladius*) catch rates in the central-eastern Mediterranean. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 66(4): 1495-1505
- Walter J. F. and Cass-Calay S. 2012. Identifying biologically implausible interannual variability in CPUE indices; with application to Atlantic yellowfin tuna. ICCAT SCRS/2012/039.
- Wetherall, J., Polovina, J. and S. Ralston. Estimating growth and mortality in steady-state fish stocks from length-frequency data. In *ICLARM Conf. Proc*, pages 53–74, 1987.

TABLEAUX

Tableau 1. Tableau récapitulatif de Tâche I pour le stock d'espadon méditerranéen (*Xiphias gladius*) : prise totale (t) par engin et pavillon principaux (les données de 2013 sont préliminaires).

Tableau 2. Catalogue SWO-MED (1985-2013) de la Tâche I par opposition à la Tâche II par stock, des principales pêcheries (combinaisons pavillon/engin classées par ordre d'importance) et année (1980 à 2013). [Le schéma de couleurs de Tâche II présente une concaténation de caractères (« a »= T2CE existe; « b »= T2SZ existe; « c »= CAS existe) qui représente la disponibilité des données de Tâche II dans la base de données de l'ICCAT.]

Tableau 3. Prise par âge de l'espadon de la Méditerranée (1985-2013) estimée à l'aide de la fonction de croissance actuelle avec un protocole de découpage des âges.

Tableau 4. Indices d'abondance relative considérés à la réunion. MoGN (pêcherie marocaine opérant au filet maillant dérivant), SpLL (palangriers espagnols), TuGn (pêcherie turque opérant au filet maillant dérivant), TuLL (palangriers turcs), SiLL (palangriers siciliens), SiGN (pêcherie sicilienne opérant au filet maillant dérivant), GrLL (palangriers grecs) et LiLL (palangriers opérant dans la mer de Ligurie). Les indices et les années apparaissant en gris n'ont pas été utilisés dans les modèles d'évaluation car ils ont été calculés sur la base de jeux de données très limités (TuGN et TuLL) ou d'observations susceptibles d'avoir été biaisées par des changements en matière de gestion (SiGN).

Tableau 5. Critères utilisés pour comparer et documenter les caractéristiques des indices d'abondance relative de l'espadon de la Méditerranée.

Tableau 6. Coefficients de corrélation entre les indices d'abondance relative utilisés dans l'évaluation de l'espadon de la Méditerranée. MoGN (pêcherie marocaine opérant au filet maillant dérivant), SpLL (palangriers espagnols), TuGn (pêcherie turque opérant au filet maillant dérivant), TuLL (palangriers turcs), SiLL (palangriers siciliens), SiGN (pêcherie sicilienne opérant au filet maillant dérivant), GrLL (palangriers grecs) et LiLL (palangriers opérant dans la mer de Ligurie).

Tableau 7. Prise associée à chaque indice utilisé dans l'évaluation des stocks et calculée afin d'établir un schéma de pondération statistique alternatif dans les modèles de production. MoGN (pêcherie marocaine opérant au filet maillant dérivant), SpLL (palangriers espagnols), TuGn (pêcherie turque opérant au filet maillant dérivant), TuLL (palangriers turcs), SiLL (palangriers siciliens), SiGN (pêcherie sicilienne opérant au filet maillant dérivant), GrLL (palangriers grecs) et LiLL (palangriers opérant dans la mer de Ligurie). Toutes les estimations proviennent des données de Tâche I à l'exception des valeurs surlignées en rouge ou en bleu. Des valeurs rouges ont été estimées et n'ont pas été obtenues directement sur la base des données de Tâche I. Des valeurs bleues ont été estimées pendant la réunion sur la base des données recueillies dans la mer de Ligurie, mais n'ayant pas été déclarées à l'ICCAT de manière ventilée.

Tableau 8. Estimations initiales des paramètres et des limites des paramètres de recherche des scénarios ASPIC.

Tableau 9. Scénarios de sensibilité développés avec le modèle ASPIC SP.

Tableau 10. Options de contrôle utilisées dans le scénario de XSA.

Tableau 11. Moyennes postérieures et coefficients de variation des paramètres estimés provenant des quatre scénarios BSP. L'année 1950 était l'année de départ, l'erreur d'observation moyenne était $\sigma=0,2$, tous les indices ont été utilisés avec des priors de base.

Tableau 12. Nombres de spécimens du stock (en milliers) par âge au début de l'année, obtenus avec le modèle XSA.

Tableau 13. Mortalité par pêche par âge obtenue avec le modèle XSA.

Tableau 14. Points de référence biologiques.

TABLAS

Tabla 1. Tabla resumen de Tarea I para el stock de pez espada del Mediterráneo (*Xiphias gladius*): captura total (t) por arte y pabellón principales (los datos de 2013 son preliminares).

Tabla 2. Catálogo de pez espada del Mediterráneo (1985-2013) de Tarea I frente a Tarea II por stock, pesquería principal (combinaciones pabellón-arte clasificadas por orden de importancia) y año (1980 a 2013). [El esquema de colores de Tarea II tiene una concatenación de caracteres (“a”= T2CE existe; “b”= T2SZ existe; “c”= CAS existe) que representa la disponibilidad de datos de Tarea II en las bases de datos de ICCAT].

Tabla 3. Captura por edad de pez espada del Mediterráneo, 1985-2013, estimada utilizando la función de crecimiento actual con el protocolo de separación de edades.

Tabla 4. Índices de abundancia relativa considerados en la reunión. MoGN pesquería de red de enmalle de deriva de Marruecos, SpLL palangre español, TuGN redes de enmalle turcas, TuLL palangre turco, SiLL palangre siciliano, SiGN redes de enmalle sicilianas, GrLL palangre griego y LiLL palangre de Liguria. Los índices y los años en gris no se usaron en los modelos de evaluación porque se derivaron de conjuntos de datos muy limitados (TuGN y TuLL) o de observaciones que podrían haber estado sesgadas por cambios de ordenación.

Tabla 5. Criterios usados para comparar y documentar las características de los índices de abundancia relativa para el pez espada del Mediterráneo.

Tabla 6. Coeficientes de correlación entre índices de abundancia relativa usados en la evaluación del pez espada del Mediterráneo. MoGN Pesquería de red de enmalle de deriva de Marruecos, SpLL palangre español, TuGN redes de enmalle turcas, TuLL palangre turco, SiLL palangre siciliano, SiGN redes de enmalle sicilianas, GrLL palangre griego y LiLL palangre de Liguria.

Tabla 7. Captura asociada con cada índice usado en la evaluación de stock y calculado con el fin de establecer un esquema de ponderación estadístico alternativo en los modelos de producción. MoGN pesquería de red de enmalle de deriva de Marruecos, SpLL palangre español, TuGN redes de enmalle turcas, TuLL palangre turco, SiLL palangre siciliano, SiGN redes de enmalle sicilianas, GrLL palangre griego y LiLL palangre de Liguria. Todas las estimaciones proceden de informes de Tarea I con las excepciones de las cifras en rojo o azul. Los valores rojos son estimados, no obtenidos directamente de Tarea I. Los valores azules son estimaciones realizadas durante la reunión a partir de datos recopilados en Liguria pero declarados a ICCAT como desagregados.

Tabla 8. Estimaciones iniciales de los parámetros y limitaciones para la búsqueda de parámetros para los ensayos de ASPIC.

Tabla 9. Ensayos de sensibilidad desarrollados con el modelo Aspici SP.

Tabla 10. Opciones de control usadas en el ensayo de XSA.

Tabla 11. Medias posteriores y CV de los parámetros estimados a partir de cuatro ensayos de BSP. El año de inicio era 1950, el error de observación de la media $\sigma=0,2$, se utilizaron todos los índices, con distribuciones previas de base.

Tabla 12. Números por edad del stock (en 000) al inicio del año obtenidos mediante el modelo XSA.

Tabla 13. Mortalidad por pesca por edad obtenida a partir del modelo XSA.

Tabla 14. Puntos de referencia biológicos.

FIGURES

Figure 1. Prises annuelles de la Tâche I (t) d'espadon méditerranéen par engin et année.

Figure 2. Cartes de la mer Méditerranée avec les principaux emplacements cités dans le rapport. La délimitation Méditerranée/Atlantique utilisée par l'ICCAT se situe à 5°W de longitude. La limite administrative provinciale approximative utilisée par le Maroc est également indiquée.

Figure 3. Distributions de tailles de Tâche II et des échantillons de CAS de l'espadon de la Méditerranée par année, pavillon, flottille, port, engin et type d'informations disponibles.

Figure 4. Distribution de tailles (LJFL) de l'espadon de la Méditerranée calculée sur la base de la CAS présentée par les CPC (en haut) et échantillons de tailles (en bas).

Figure 5. Distributions de tailles (LJFL) de l'espadon de la Méditerranée par année et fonctions de densité cumulative par année.

Figure 6. Diagramme en mosaïques de la distribution des échantillons de tailles par année-mois de l'espadon de la Méditerranée (à gauche) et diagramme en boîte de la distribution de tailles (LJFL) par mois (à droite).

Figure 7. Distribution de tailles de l'espadon de la Méditerranée par type d'engin, densité et fonctions de la densité cumulative.

Figure 8. Résumé des substitutions réalisées et de l'extrapolation des données de tailles de Tâche II et de CAS pour estimer la CAS globale de l'espadon de la Méditerranée de la période 2006-2013.

Figure 9. Prise par âge de l'espadon de la Méditerranée de 1985 à 2013 estimée selon un découpage des âges utilisant la fonction actuelle de la croissance par âge (Tserpes et Tsimenides, 1995).

Figure 10. Poids moyen estimé par âge et par année de l'espadon de la Méditerranée calculé sur la base des matrices de CAS et de CAA.

Figure 11. Indices d'abondance relative utilisés dans l'évaluation de l'espadon de la Méditerranée. Tous les indices ont été échelonnés selon leur moyenne individuelle afin de faciliter la comparaison des tendances et du niveau relatif de variabilité. MoGN (pêcherie marocaine opérant au filet maillant dérivant), SpLL (palangriers espagnols), TuGn (pêcherie turque opérant au filet maillant dérivant), TuLL (palangriers turcs), SiLL (palangriers siciliens), SiGN (pêcherie sicilienne opérant au filet maillant dérivant), GrLL (palangriers grecs), LiLL (palangriers opérant dans la mer de Ligure) et IoLL (palangriers opérant dans le nord de la mer Ionienne). L'indice IoLL n'a été utilisé que dans l'analyse de sensibilité car il s'agit d'un indice nominal.

Figure 12. Les tendances de l'abondance relative calculées en ré-échelonnant et en lissant les indices. Tous les indices ont été échelonnés afin d'obtenir une moyenne de zéro et une déviation standard de 1,0 (symboles). Les indices échelonnés ont ensuite été ajustés au moyen d'une fonction de lissage (lignes). MoGN (pêcherie marocaine opérant au filet maillant dérivant), SpLL (palangriers espagnols), TuGn (pêcherie turque opérant au filet maillant dérivant), TuLL (palangriers turcs), SiLL (palangriers siciliens), SiGN (pêcherie sicilienne opérant au filet maillant dérivant), GrLL (palangriers grecs), LiLL (palangriers opérant dans la mer de Ligure) et IoLL (palangriers opérant dans le nord de la mer Ionienne). La ligne continue plus épaisse représente la fonction de lissage ajustée à l'ensemble des indices échelonnés.

Figure 13. Ajustements appliqués aux indices en fonction du mode de la distribution a posteriori des quatre scénarios BSP.

Figure 14. Fonctions de densité de probabilité a priori (pointillés) et a posteriori (lignes continues) de K et r pour les quatre scénarios de référence.

Figure 15. Médiane et intervalles de confiance de 80 % des quatre scénarios de référence.

Figure 16. Estimations de la tendance de la mortalité par pêche et de la biomasse relatives fondées sur le scénario du cas de base d'ASPIC.

Figure 17. Estimations de l'état du stock relatif en 2013 calculées sur la base des scénarios obtenus par bootstrap du case de base du modèle ASPIC. Les histogrammes marginaux correspondent à la distribution de 500 bootstraps. Les pointillés colorés et les zones ombrées représentent la densité quantile des résultats bivariés.

Figure 18. Estimations du modèle XSA de la série temporelle historique du recrutement, de la SSB, de la capture et de la mortalité par pêche.

Figure 19. Estimations des séries temporelles rétrospectives du modèle XSA.

Figure 20. Estimations du modèle XSA de F par âge. Les lignes représentent les lissages lowess.

Figure 21. Relation stock-recrutement de Beverton et Holt (en haut à gauche) et diagrammes diagnostics correspondants.

Figure 22. Évaluation du changement de régime du recrutement calculée au moyen de l'algorithme STARS. La zone ombrée indique la moyenne et la déviation type du recrutement avant le changement de régime.

Figure 23. Relation stock-recrutement de Beverton et Holt (en haut à gauche) pour la période 2003-2012 et diagrammes diagnostics correspondants.

Figure 24. Courbes en conditions d'équilibre reposant sur le poids escompté, la maturité, m par âge, schéma de sélection et SRR.

Figure 25. Estimations de l'incertitude de la série temporelle historique reposant sur des erreurs standards des N terminaux.

Figure 26. Diagramme de phase de Kobe reposant sur les résultats XSA et les points de référence des analyses de production en conditions d'équilibre.

Figure 27. Schémas de sélectivité relative des palangres dérivantes de surface (actuel) et mésopélagiques reposant sur les données des trois dernières années.

Figure 28. Projections reposant sur le schéma de sélection actuel et deux différents niveaux de F (capture): statu quo (bleu) et 80% du niveau actuel (rouge).

Figure 29. Projections reposant sur un schéma de sélection mixte (50:50 actuel et mésopélagique) et deux différents niveaux de F (capture): statu quo (bleu) et 80% du niveau actuel (rouge)

Figure 30. Projections et estimations historiques au moyen de XSA de la SSB par rapport à B_{PME} en postulant le schéma de sélection actuel ou le schéma de sélection mixte (légende du panneau supérieur). Pour les deux schémas de sélection, deux différents niveaux de F ont été postulés: niveau actuel (2013) et 80% du niveau actuel (légende du panneau droit).

Figure 31. Projections et estimations historiques au moyen de XSA de F par rapport à B_{PME} en postulant le schéma de sélection actuel ou le schéma de sélection mixte (légende du panneau supérieur). Pour les deux schémas de sélection, deux différents niveaux de F ont été postulés: niveau actuel (2013) et 80% du niveau actuel (légende du panneau droit).

Figure 32. Projections et estimations historiques au moyen de XSA de la capture par rapport à la PME en postulant le schéma de sélection actuel ou le schéma de sélection mixte (légende du panneau supérieur). Pour les deux schémas de sélection, deux différents niveaux de F ont été postulés: niveau actuel (2013) et 80% du niveau actuel (légende du panneau droit).

FIGURAS

Figura 1. Capturas anuales de Tarea I de pez espada del Mediterráneo (t) por arte y año.

Figura 2. Mapa del Mediterráneo con las principales localizaciones mencionadas en el informe. El límite Atlántico/Mediterráneo usado por ICCAT se encuentra en la longitud 5°W. También se muestra el límite administrativo provincial aproximado para el Mediterráneo usado por Marruecos.

Figura 3. Distribuciones de talla de Tarea II y de muestras de CAS del pez espada del Mediterráneo por año, pabellón, flota, puerto, arte y tipo de información disponible.

Figura 4. Distribución de tallas de pez espada del Mediterráneo (LJFL) a partir de la CAS presentadas por las CPC (arriba) y de muestras de talla (abajo).

Figura 5. Distribuciones de talla del pez espada del Mediterráneo (LJFL) por año y funciones de densidad acumulativas por año.

Figura 6. Diagrama de mosaico de las distribuciones de muestras de talla por año-mes para el pez espada del Mediterráneo (izquierda) y diagrama de cajas de la distribución de tallas (LJFL) por mes (derecha).

Figura 7. Distribución de tallas del pez espada del Mediterráneo por tipo de arte, densidad y funciones de densidad acumulativas.

Figura 8. Resumen de las sustituciones y extrapolaciones de los datos de talla y CAS de Tarea II para estimar la CAS total del pez espada del Mediterráneo para el periodo 2006-2013.

Figura 9. Captura por edad del pez espada del Mediterráneo 1985-2013 estimada por el método de separación de edades usando la función actual de crecimiento por edad (Tserpes y Tsiménides, 1995).

Figura 10. Peso medio por edad estimado por año para el pez espada del Mediterráneo a partir de las matrices de CAS y CAA.

Figura 11. Índices de abundancia relativa usados en la evaluación del pez espada del Mediterráneo. Todos los índices están escalados a sus medias individuales para facilitar la comparación de las tendencias y el grado relativo de variabilidad. MoGN pesquería de red de enmalle de deriva de Marruecos, SpLL palangre español, TuGN redes de enmalle turcas, TuLL palangre turco, SiLL palangre siciliano, SiGN redes de enmalle sicilianas, GrLL palangre griego, LiLL palangre de Liguria e IoLL palangre del Jónico septentrional. El índice IoLL se utilizó únicamente en el análisis de sensibilidad porque es un índice nominal.

Figura 12. Tendencias de abundancia relativa calculadas reescalando y alisando los índices. Todos los índices estaban escalados para tener una media de cero y una desviación estándar de 1,0 (símbolos). Los índices escalados fueron posteriormente ajustados a una función de alisado (líneas). MoGN pesquería de red de enmalle de deriva de Marruecos, SpLL palangre español, TuGN redes de enmalle turcas, TuLL palangre turco, SiLL palangre siciliano, SiGN redes de enmalle sicilianas, GrLL palangre griego, LiLL palangre de Liguria e IoLL palangre del Jónico septentrional. La línea sólida más gruesa representa la función de alisado ajustada a todos los índices escalados juntos.

Figura 13. Ajustes a los índices en la moda de la distribución posterior para los cuatro ensayos BSP.

Figura 14. Funciones de densidad de probabilidad previas (línea discontinua) y posteriores (línea continua) para K y r para los cuatro ensayos de referencia.

Figura 15. Mediana e intervalos de confianza del 80% para los cuatro ensayos de referencia.

Figura 16. Estimaciones de la tendencia de la biomasa y la mortalidad por pesca relativas a partir del ensayo del caso base de ASPIC.

Figura 17. Estimaciones del estado relativo del stock en 2013 a partir de ensayos de bootstrap del caso base del modelo ASPIC. Los histogramas marginales presentan la distribución de 500 bootstraps, los puntos de color y el sombreado indican la densidad de cuantiles de los resultados bivariantes.

Figura 18. Estimaciones XSA de la serie temporal histórica del reclutamiento, SSB, captura y mortalidad por pesca.

Figura 19. Estimaciones de la serie temporal XSA retrospectiva.

Figura 20. Estimaciones XSA de la F por edad, las líneas representan los alisadores lowess.

Figura 21. Relación stock reclutamiento de Beverton y Holt (arriba izquierda) y diagramas de diagnóstico pertinentes.

Figura 22. Evaluación del cambio de régimen en el reclutamiento usando el algoritmo STARS; la zona sombreada proporciona la desviación estándar y la media del reclutamiento antes del cambio de régimen.

Figura 23. Relación stock reclutamiento de Beverton y Holt (arriba izquierda) para el periodo 2003-2012 y diagramas de diagnóstico pertinentes.

Figura 24. Curvas de equilibrio basadas en el peso previsto, madurez, m por edad, patrón de selección y SRR.

Figura 25. Estimaciones de incertidumbre de la serie temporal histórica basada en errores estándar de las N terminales.

Figura 26. Diagrama de fase de Kobe basado en los resultados del XSA y puntos de referencia de los análisis del rendimiento en equilibrio.

Figura 27. Patrones de selectividad relativa para los palangres de superficie de deriva (actuales) y mesopelágicos basados en los tres últimos años de datos.

Figura 28. Proyecciones basadas en el patrón de selección actual y en dos niveles de F (captura) diferentes: statu quo (azul) y 80% del actual (rojo).

Figura 29. Proyecciones basadas en un patrón de selección mixto (50:50 actual y mesopelágico) y en dos niveles de F (captura) diferentes: statu quo (azul) y 80% del actual (rojo).

Figura 30. Proyecciones y estimaciones históricas mediante XSA de la SSB relativa a BRMS asumiendo, bien los patrones de selección actuales o mixtos (leyenda del panel superior). Para ambos patrones de selección se asumieron dos niveles de F diferentes: actual (2013) y 80% del actual (leyenda del panel derecho).

Figura 31. Proyecciones y estimaciones históricas mediante XSA de la F relativa a FRMS asumiendo, bien los patrones de selección actuales o mixtos (leyenda del panel superior). Para ambos patrones de selección se asumieron dos niveles de F diferentes: actual (2013) y 80% del actual (leyenda del panel derecho).

Figura 32. Proyecciones y estimaciones históricas mediante XSA de la captura relativa a RMS asumiendo, bien los patrones de selección actuales o mixtos (leyenda del panel superior). Para ambos patrones de selección se asumieron dos niveles de F diferentes: actual (2013) y 80% del actual (leyenda del panel derecho).

APPENDICES

Appendice 1. Ordre du jour.

Appendice 2. Liste des participants.

Appendice 3. Liste des documents.

Appendice 4. BSP1. Dérivation du prior informatif pour r .

Appendice 5. BSP2. Scénarios de sensibilité et de diagnostic du modèle bayésien de production excédentaire.

Appendice 6. Détails de l'ajustement du modèle ASPIC.

APÉNDICES

Apéndice 1. Orden Del Día

Apéndice 2. Lista de participantes.

Apéndice 3. Lista de documentos.

Apéndice 4. BSP1. Derivación de la distribución previa informativa para r .

Apéndice 5. BSP2. Ensayos de sensibilidad y diagnóstico del modelo de producción excedente bayesiano.

Apéndice 6. Detalles del ajuste del modelo ASPIC.

Table 3. Mediterranean swordfish catch at age 1985 – 2013 estimated using the current growth function with age slicing protocol.

YearC	Age0	Age1	Age2	Age3	Age4	Age5	Age6	Age7	Age8	Age9	Age10P
1985	12,769	110,944	128,478	91,891	53,942	33,355	21,181	5,725	2,035	1,400	1,776
1986	14,447	74,202	144,172	108,854	49,854	40,587	21,068	8,545	1,314	2,648	3,185
1987	18,582	156,715	109,680	99,711	62,776	49,289	25,913	7,641	2,329	1,927	4,126
1988	26,796	249,149	175,548	98,063	76,698	45,534	21,734	6,918	3,494	1,991	4,081
1989	44,618	165,802	189,349	105,596	62,039	38,461	14,398	6,167	3,815	1,238	2,445
1990	11,074	189,157	270,543	125,424	33,500	16,531	8,869	2,893	1,689	653	1,024
1991	16,216	124,900	194,132	124,805	52,773	25,404	10,893	5,239	2,768	1,442	1,696
1992	33,637	141,664	231,548	84,954	40,036	21,645	10,826	4,594	3,708	1,866	1,034
1993	24,278	200,140	228,180	69,395	28,699	17,056	8,392	4,405	2,488	1,223	1,220
1994	35,208	144,353	270,474	106,604	37,633	20,862	12,409	6,478	3,307	1,411	2,353
1995	30,828	228,055	156,650	87,528	33,101	16,960	9,314	4,527	1,921	1,275	1,595
1996	17,552	144,767	159,069	94,334	34,691	14,542	7,155	3,641	1,794	1,085	1,121
1997	20,214	126,763	162,550	132,307	47,078	25,183	10,555	2,185	1,267	825	738
1998	32,947	224,627	158,430	77,702	37,074	25,482	13,789	6,021	3,297	1,350	1,907
1999	18,838	134,209	172,282	85,220	44,556	23,453	11,919	6,156	1,703	808	1,373
2000	8,103	160,052	171,514	113,006	48,153	28,800	12,322	6,383	2,883	1,409	1,571
2001	19,389	145,120	189,095	114,028	44,705	20,454	9,888	5,534	2,802	965	3,096
2002	10,800	218,630	229,077	86,251	24,997	14,199	5,920	3,350	1,881	749	1,602
2003	44,206	133,444	290,533	116,517	42,368	17,877	6,376	3,724	1,861	1,287	1,145
2004	42,363	224,885	166,711	94,824	39,349	21,959	9,301	4,757	2,413	1,374	1,817
2005	13,412	175,862	211,286	87,607	36,528	20,762	9,283	5,085	2,467	1,160	3,002
2006	24,143	135,409	193,417	80,144	36,290	23,396	11,652	6,930	3,574	2,229	3,021
2007	23,726	250,201	141,031	87,718	39,405	18,324	8,565	4,576	2,993	1,381	2,387
2008	6,960	211,151	211,690	80,812	30,819	13,102	4,961	1,682	893	341	716
2009	3,472	136,310	168,328	78,971	39,186	20,023	7,319	2,615	1,430	821	1,122
2010	14,460	128,375	133,141	95,737	52,083	23,684	9,013	4,296	2,598	1,406	906
2011	37,193	136,021	124,776	91,477	43,425	14,309	8,289	3,716	1,394	1,181	1,644
2012	4,549	96,698	107,180	53,870	27,136	13,482	7,556	5,061	2,224	1,406	1,260
2013	1,396	72,010	174,892	78,911	35,252	15,129	8,947	3,180	1,926	1,442	1,379

Table 4. Relative abundance indices considered in the meeting. MoGN Moroccan gillnet driftnet fishery, SpLL Spanish longline, TuGn Turkish gillnet, TuLL Turkish longline, SiLL Sicilian longline, SiGN Sicilian gillnet, GrLL Greek longline and LiLL Ligurian longline. Indices and years in grey were not used in the assessment models because they were derived from very limited data sets (TuGN and TuLL) or observations that may have been biased by management changes (SiGN).

	MoGN	SpLL	TuGn	TuLL	SiLL	SiGN	GrLL	LiLL	IoLL
1978									66.5
1979									88.9
1980									98.3
1981									57.8
1982									77.5
1983									54.2
1984									78.18
1985									58.83
1986									41.07
1987							120.9		47.4
1988		116.7					142.6		66.6
1989		82.3							
1990		92.9				8.3	128.7		63.86
1991		75.5			100.3	9.8	170.1	88.5	54.73
1992		61.1			98.5	16.9	68.4	66.1	40.3
1993		84.1				13.0	123.1	68.8	50.91
1994		93.7			99.5	9.5	162.8	90.6	30.58
1995		88.0			124.2	14.7	99.9	94.6	33.43
1996		72.7				9.3		94.3	32.74
1997		74.2			75.9	14.0		101.1	40.11
1998		77.9			127.6	10.1	191.5	144.9	
1999	58.3	69.9			151.5	12.7	146.0	101.9	
2000	66.7	69.5			93.3	14.9	114.6	134.7	
2001	43.1	65.0			144.0	13.1	120.5	181.6	
2002	56.0	93.0			204.8		97.0	140.3	
2003	48.2	65.8			82.2		118.2	152.3	
2004	58.4	59.1			111.2	15.2	119.1	98.9	
2005	70.7	78.2			123.2	12.1	116.7	80.8	
2006	66.2	94.8			140.6	30.7	123.5	125.0	
2007	63.2	115.6			81.1		130.5	240.0	
2008	69.2	144.1	18.8	135.7	87.0	3.3	122.5	208.2	
2009	55.6	105.4	30.5	479.5	99.1	2.0	106.7	123.4	
2010	51.9	107.0	46.5	157.7			126.7		
2011	46.5	112.0		31.2			98.8		
2012		124.3		74.5			98.0		
2013		100.7		269.7			149.3		

Table 5. Criteria used to compare and document the characteristics of relative abundance indices for Mediterranean swordfish.

TYPE OF CRITERIA													
Information content of data													
Appropriateness of method and its application													
Consistency of results with biology & fishery													
criteria not necessarily equal in importance													
ELEMENT	DESCRIPTION	SUFFICIENCY SCORE (1 is poor, 3 is best)	1999-2011 2014/108 Gill Morocco	1988-2013 2014/096 Spain LL	2008-2010 2014/97 Gill Turkey	2008-2013 LL Turkey	1991-2009 2014/105 Sicil LL	1987-2013 2014/104 Greek LL	Tserpes et al 2011 Sicil GN	Ujgurian LL	W Ionian LL	1978-1997 Demetrio	
1	Diagnosics	3											
2	Appropriateness of data exclusions and classifications (e.g. to identify targeted trips).	3	2	2	2	2	2	2	2	2	2	1	
3	Geographical Coverage relative to the entire distribution of the stock.	3	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	
4	Catch Fraction relative to the total catch of a stock. Not applicable to scientific surveys	3	2	2	1	1	3	2	3	1	1		
5	Length of Time Series relative to the history of systematic exploitation.	3	2	3	1	1	3	3	3	3	3		
6	Are other indices available for the same time period?	3	1	2	1	1	2	2	2	2	3		
7	Does the index standardization account for known factors that influence catchability/selectivity?	3	2	1	1	1	1	2	1	1	1		
8	Are there conflicts between the catch history and the CPUE response?	3	3	3	3	3	3	3	3	3	2		
9	Is the interannual variability outside biologically plausible bounds (e.g. SCRS/2012/039)	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3		
10	Are there severe biologically implausible trends in relative abundance in part of the time series (e.g. SCRS/2012/039)	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3		
11	Assessment of data quality and adequacy of data for standardization purposes (e.g. sampling design, sample size, factors considered)	3	2	2	2	2	3	3	3	3	1		
12	Is this CPUE time series continuous?	3	3	3	3	3	2	2	2	3	2		
13	Were discards included in the estimation of the CPUE?	3	2	2	2	2	2	2	2	2	2		

Table 6. Correlation coefficients between relative abundance indices used in the assessment of Mediterranean swordfish. Moroccan gillnet driftnet fishery, SpLL Spanish longline, TuGn Turkish gillnet, TuLL Turkish longline, SiLL Sicilian longline, SiGN Sicilian gillnet, GrLL Greek longline and LiLL Ligurian longline.

	<i>MoGN</i>	<i>SpLL</i>	<i>SiLL</i>	<i>SiGN</i>	<i>GrLL</i>	<i>LiLL</i>
<i>MoGN</i>	1.000					
<i>SpLL</i>	0.236	1.000				
<i>SiLL</i>	-0.208	-0.122	1.000			
<i>SiGN</i>	0.121	-0.394	0.401	1.000		
<i>GrLL</i>	0.231	-0.028	-0.073	-0.200	1.000	
<i>LiLL</i>	-0.105	0.557	-0.098	-0.235	0.092	1.000

Table 7. Catch associated with each index used in the stock assessment and calculated for the purposes of setting an alternative statistical weighting scheme in the production models. MoGN Moroccan gillnet driftnet fishery, SpLL Spanish longline, TuGn Turkish gillnet, TuLL Turkish longline, SiLL Sicilian longline, SiGN Sicilian gillnet, GrLL Greek longline and LiLL Ligurian longline. All estimates come from Task I reports with the exceptions of those figures highlighted in red or blue. Red values were estimated, not directly obtained from Task I. Blue values are estimates made during the meeting from data collected in Liguria but not reported to ICCAT as disaggregated.

	MoGN	SpLL	SiLL	SiGN	GrLL	LiLL
1987					1303	
1988		1760			1008	
1989		1250				
1990		1438		4211	1344	
1991		1132	2120	3035	1904	166
1992		790	3302	3990	1456	101
1993		1293		3000	1568	100
1994		1402	3400	3800	2520	185
1995		1350	2660	4222	974	109
1996		1035		2590		98
1997		1179	21412	3540		196
1998		1383	21412	3540	1650	256
1999	1490	790	2335	3540	1520	151
2000	1252	1361	2300	4740	1960	129
2001	1133	1315	1948	4740	1730	84
2002	1115	1347	1604		1680	69
2003	815	1057	2041		1230	177
2004	650	888	1788		1129	151
2005	361	760	1797		1424	202
2006	302	1060	4577		1374	197
2007	308	1190	3977		1907	171
2008	294	1722	3940		989	169
2009	239	1906	4084		1132	176
2010	205	1727			1494	
2011	194	1655			1306	
2012		1485			877	
2013		1522			1730	

Table 8. Initial parameter estimates and constraints for parameter search for ASPIC runs.

Parameter	Initial value	Minimum constraint	Maximum constraint
K (t)	150,000	10,000	1,000,000
MSY (t)	15,000	1,000	100,000
B1/K	1	N/A	N/A
q MorGN	8.2090E-04	N/A	N/A
q SpaLL	1.2652E-03	N/A	N/A
q SciLL	1.6188E-03	N/A	N/A
q SciGN	1.7263E-04	N/A	N/A
q GrcLL	1.7673E-03	N/A	N/A
q LigLL	1.7404E-03	N/A	N/A

Table 9. Sensitivity runs developed with the SP Aspic model.

Run	Catch period	Indices	Pars Estim	Notes
R1	1950	2013 6, Avg Year	All, LAV	Est catch for 1953 = interpolate(1952,54)
R2	1950	2013 6, Avg Year	ALL, SSQ	Same as R1 but using Sum of Squares for fitting.
R3	1950	2013 5* rem -1 6, Avg Year	All, LAV	Jackknife Removal 1 index at the time
R4	1950	2013 6, Avg Year	All, LAV	Different initial values for B0/K: 0.5, 1.0, 1.5
R5	1950	2013 6, Avg Year	All, LAV	Fox model with data as R1
R6	1950	2013 6, Avg Year	All, LAV	Generalized model using R1 inputs
R7	1950	2013 6, Avg Year	All, LAV	Retrospective 1 to 6 years removed: 2013 – 2008.
R8	1980	2013 7, Avg Year	All, LAV	Change start year to 1980.
R9	1950	2013 Year	All, LAV	Add Historic Nominal CPUE DeMetrio <i>et al.</i> 1999 SCRS

Table 10. Control options used in the XSA run.

Plus group	5
Last year	2013
Time series weight	
Tolerance	1.00E-009
Maxit	30
Minimum standard error for population estimates	0.3
SE of the mean for shrinkage	0.5
Shrink to the mean N	TRUE
Shrink to the mean F	TRUE
Shrinkage years	5
Shrinkage ages	1
Spline year range	20
Spline power	3

Table 11. Posterior means and CVs of parameters estimated from the four BSP runs. The beginning year was 1950, mean observation error $\sigma=0.2$, all indices were used, with the base priors.

Variable	Schaefer	$B_{MSY/K=0.3}$	Schaefer Catch weighting	$B_{MSY/K=0.3}$ Catch weighting
K (1000)	215.92 (0.89)	342.04 (0.76)	215.12 (0.90)	341.74 (0.76)
r	0.59 (0.30)	0.89 (0.32)	0.59 (0.30)	0.89 (0.32)
MSY (1000)	27.97 (0.88)	38.44 (0.66)	27.86 (0.88)	38.36 (0.66)
Bcur (1000)	188.85 (1.01)	292.85 (0.85)	188.10 (1.01)	292.52 (0.85)
Binit (1000)	212.36 (0.90)	333.48 (0.75)	211.50 (0.90)	333.40 (0.75)
Bcur/Binit	0.84 (0.15)	0.82 (0.20)	0.84 (0.15)	0.82 (0.21)
Ccur/MSY	0.54 (0.36)	0.39 (0.46)	0.54 (0.36)	0.39 (0.46)
Bcur/Bmsy	1.64 (0.09)	2.67 (0.13)	1.64 (0.09)	2.67 (0.13)
Fcur/Fmsy	0.34 (0.41)	0.16 (0.58)	0.34 (0.41)	0.16 (0.58)

Table 12. Stock number (in 000's) at age at the beginning of the year obtained from the XSA model.

year							
age 1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	
0	765.366	800.120	999.174	1133.759	970.817	827.703	843.546
1	820.176	607.241	636.480	777.997	871.280	727.747	663.828
2	567.780	550.348	415.591	383.445	398.911	536.111	385.708
3	336.816	343.860	291.294	220.539	163.026	169.315	181.574
4	181.484	204.613	213.146	165.000	102.201	56.112	72.480
5	217.175	265.738	234.518	149.455	84.603	55.283	64.088
year							
age 1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	
0	1036.831	900.886	1032.823	903.839	809.627	916.908	894.445
1	665.887	798.116	694.922	784.477	691.663	637.932	726.694
2	386.326	390.517	438.423	397.784	420.876	407.636	381.989
3	140.475	121.260	143.192	135.565	178.138	199.140	159.672
4	66.641	57.682	54.712	55.532	60.009	84.795	85.085
5	72.487	65.806	74.599	63.145	56.100	50.052	101.659
year							
age 1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	
0	889.401	923.087	1126.060	865.697	1032.159	1003.277	788.406
1	690.493	699.590	746.525	903.333	700.466	793.912	766.868
2	371.835	405.865	385.236	437.450	480.855	391.175	430.061
3	168.878	165.042	167.197	136.720	166.258	153.506	164.143
4	81.352	78.668	67.951	64.492	70.533	66.856	66.536
5	77.471	75.987	68.876	75.163	50.206	66.120	69.275
year							
age 2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	
0	987.260	941.323	784.538	702.436	661.855	872.543	762.029
1	632.646	783.808	748.643	633.656	563.598	518.060	635.579
2	428.611	372.733	401.921	367.438	355.339	325.311	313.015
3	166.945	171.768	162.047	163.959	163.751	167.300	149.020
4	76.910	82.776	79.037	79.976	82.508	63.971	69.909
5	96.272	75.198	51.414	50.948	55.952	61.214	90.974
year							
age 2013							
0	679.782						
1	604.085						
2	417.887						
3	170.581						
4	83.801						
5	86.158						

Table 13. Fishing mortality at age obtained from the XSA model.

year							
age	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991
0	0.0314273	0.0288087	0.0502063	0.0633297	0.0881848	0.0206317	0.0364953
1	0.1989678	0.1792240	0.3067567	0.4679847	0.2856232	0.4348728	0.3413404
2	0.3014985	0.4362168	0.4336290	0.6552870	0.6569795	0.8826768	0.8100540
3	0.2984136	0.2782570	0.3683882	0.5691284	0.8665624	0.6484455	0.8023506
4	0.2984144	0.2782580	0.3683900	0.5691326	0.8665749	0.6484642	0.8023960
5	0.2984144	0.2782580	0.3683900	0.5691326	0.8665749	0.6484642	0.8023960
year							
age	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
0	0.0616707	0.0595793	0.0750337	0.0675525	0.0383424	0.0325016	0.0587975
1	0.3336489	0.3990706	0.3578897	0.4226792	0.3287246	0.3128393	0.4700555
2	0.9587446	0.8032840	0.9737336	0.6033505	0.5483310	0.7372503	0.6162156
3	0.6900867	0.5958574	0.7472263	0.6149571	0.5423184	0.6503621	0.4743366
4	0.6901641	0.5959775	0.7450457	0.6062457	0.5491225	0.7396164	0.5411092
5	0.6901641	0.5959775	0.7450457	0.6062457	0.5491225	0.7396164	0.5411092
year							
age	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
0	0.0400529	0.0122949	0.0203888	0.0117886	0.0624345	0.0687119	0.0201024
1	0.3313849	0.3966375	0.3344656	0.4305262	0.3825903	0.4130462	0.3817659
2	0.6122505	0.6868513	0.8359214	0.7674239	0.9418250	0.6684161	0.7462613
3	0.5639441	0.6874070	0.7526321	0.4618554	0.7109958	0.6359931	0.5581027
4	0.6414244	0.7509032	0.6419700	0.3597564	0.6345456	0.7307663	0.6359317
5	0.6414244	0.7509032	0.6419700	0.3597564	0.6345456	0.7307663	0.6359317
year							
age	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
0	0.0307690	0.0290247	0.0135882	0.0202127	0.0449558	0.1168759	0.0322696
1	0.3290484	0.4679090	0.5117080	0.3784347	0.3495593	0.3038385	0.2193244
2	0.7144020	0.6329787	0.6966396	0.6082059	0.5532836	0.5807012	0.4070443
3	0.5015237	0.5762266	0.5061593	0.4867182	0.7399226	0.6725922	0.3756363
4	0.5893967	0.5299316	0.3573419	0.5952712	0.8183516	0.5166789	0.3815999
5	0.5893967	0.5299316	0.3573419	0.5952712	0.8183516	0.5166789	0.3815999
year							
age	2013						
0	0.0050759						
1	0.2664159						
2	0.5421825						
3	0.4062308						
4	0.3971059						
5	0.3971059						

Table 14. Biological reference points.

Ref.pt	F	Yield (t)	R	SSB (t)
virgin	0.00E+000	0.00E+000	8.45E+005	2.33E+005
msy	2.43E-001	1.51E+004	8.45E+005	4.76E+004
crash	3.07E+000	1.94E-003	2.44E-001	2.89E-006
f0.1	1.49E-001	1.42E+004	8.45E+005	8.12E+004
fmax	2.43E-001	1.51E+004	8.45E+005	4.75E+004
spr.30	1.74E-001	1.47E+004	8.45E+005	6.98E+004

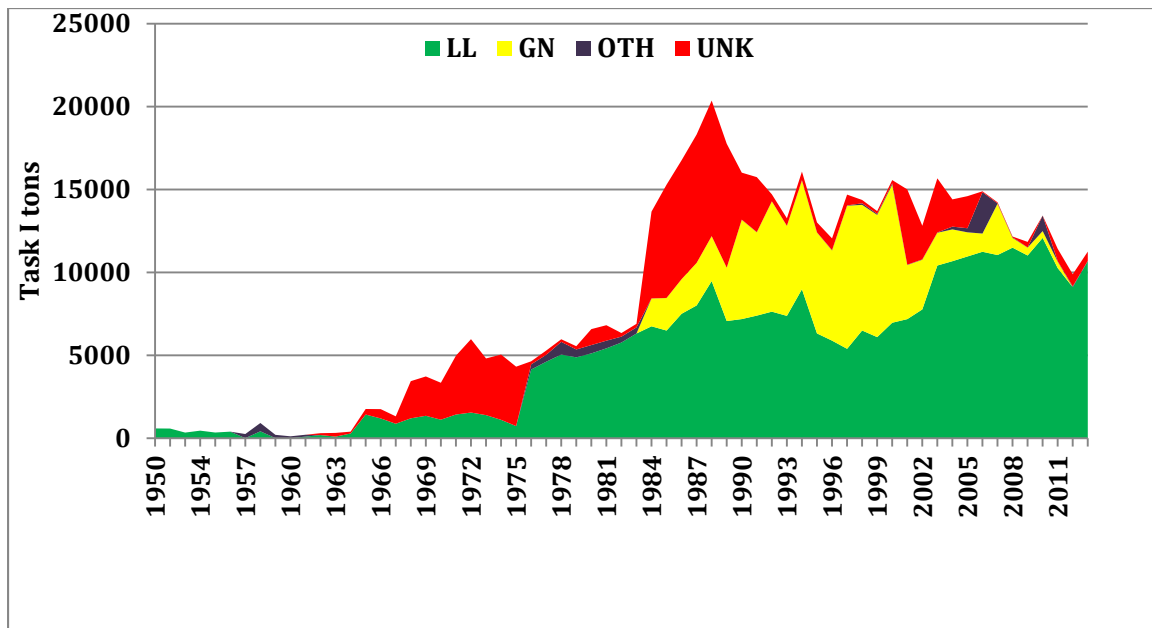


Figure 1. SWO-MED Task I annual catches (t) by gear and year.

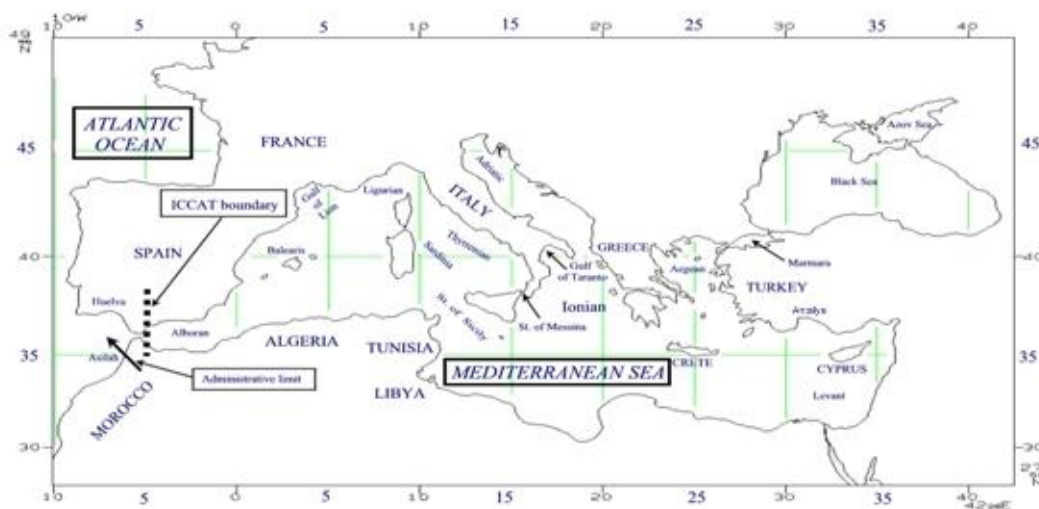


Figure 2. Map of the Mediterranean Sea with the main locations referred to in the Report. The Mediterranean/Atlantic boundary used by ICCAT is at 5°W longitude. The approximate provincial administrative limit for the Mediterranean used by Morocco is also shown.

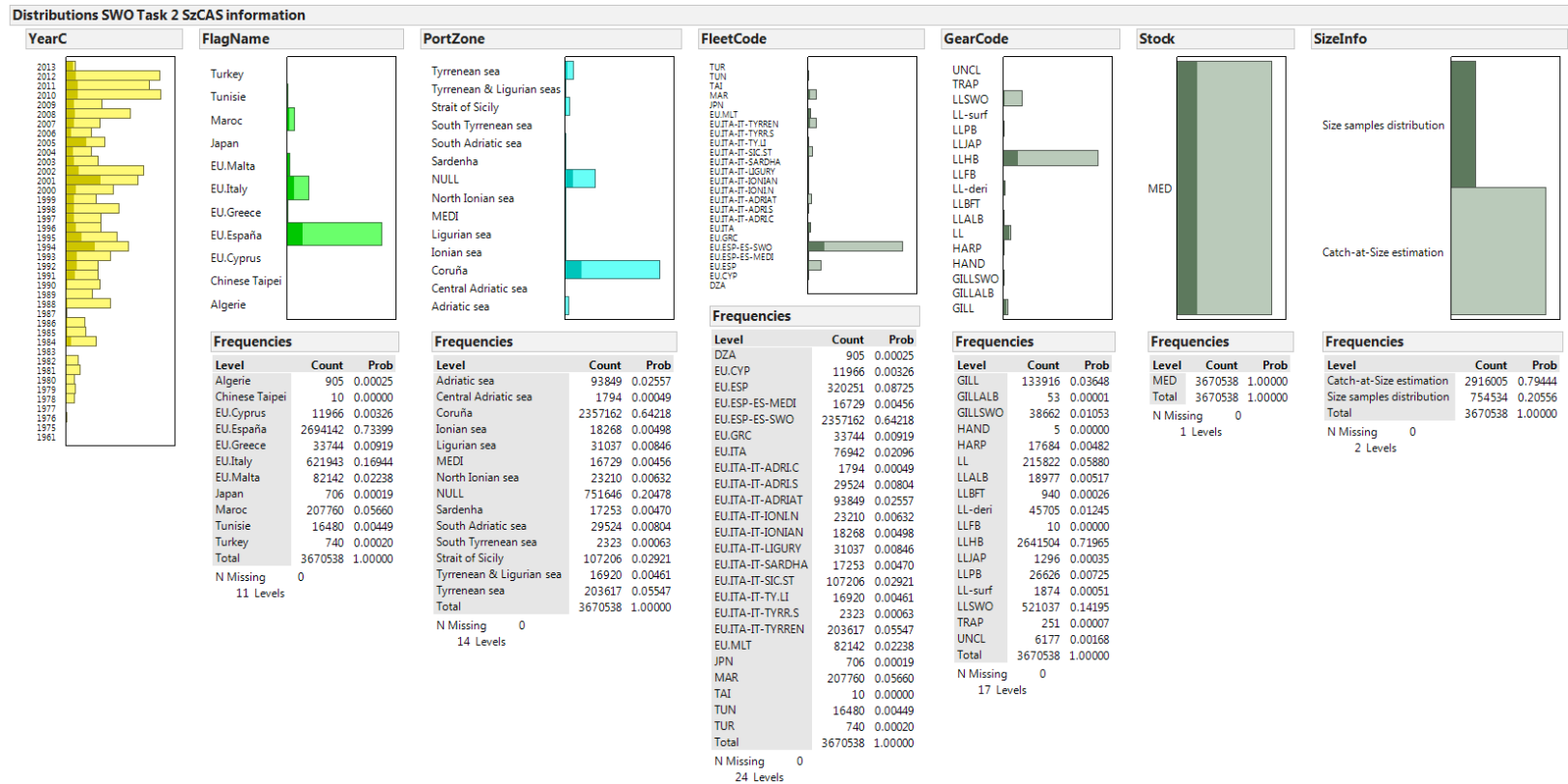
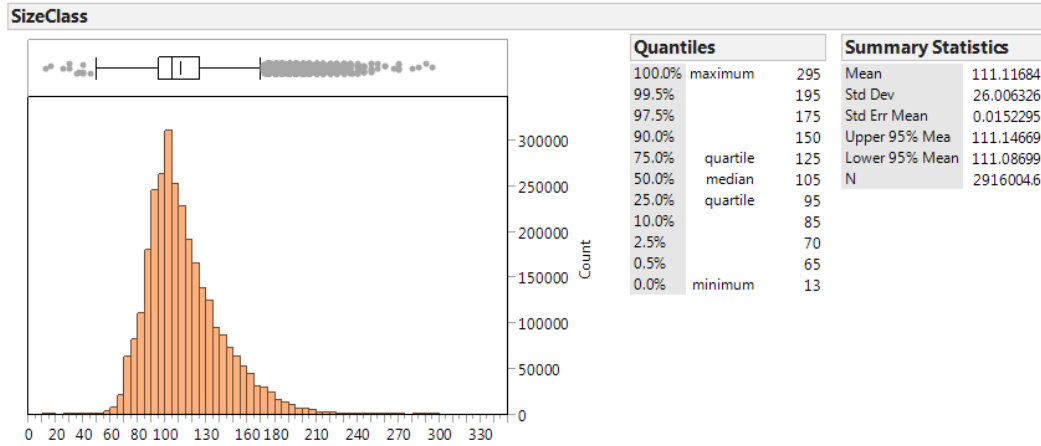


Figure 3. Mediterranean swordfish Task 2 size and CAS sample distributions by year, flag, fleet, port, gear and type of information available.

SWO Med Distributions SizeInfo= Catch-at-Size estimation



Distributions SizeInfo= Size samples distribution

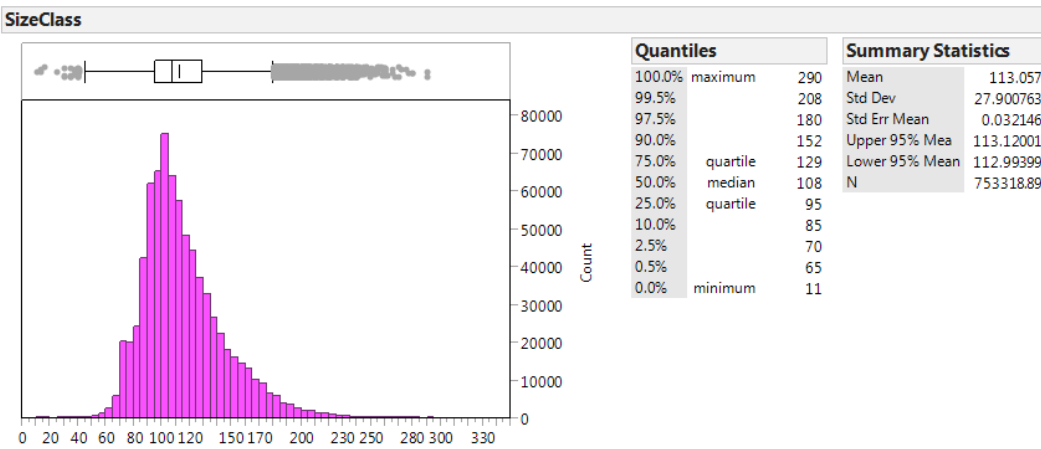


Figure 4. SWO-Med size (LJFL) distribution from the CAS submitted by CPCs (top) and size samples (bottom).

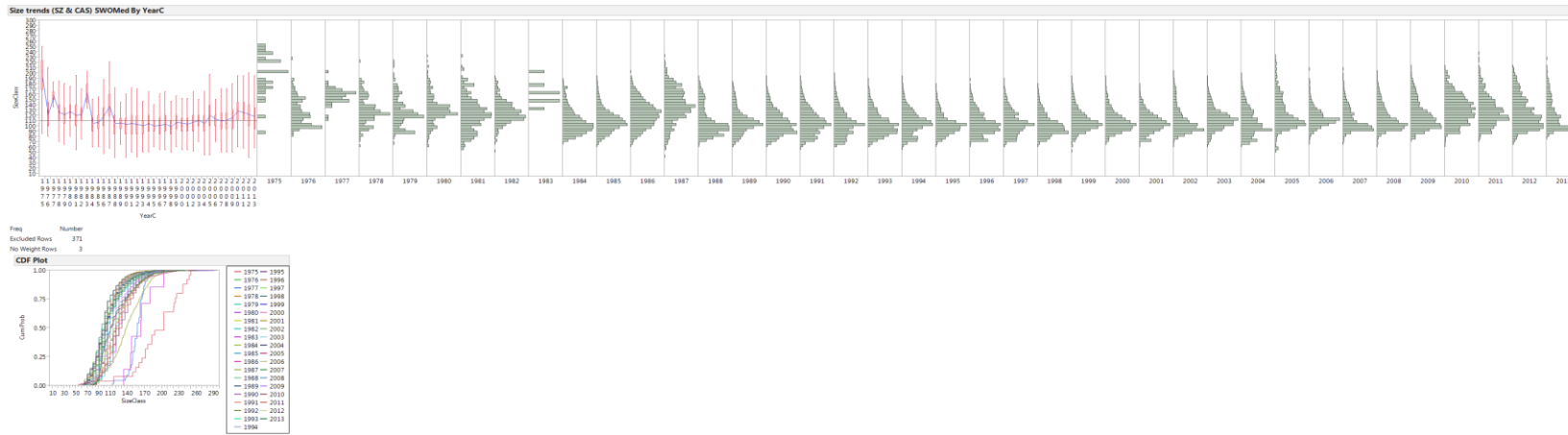


Figure 5. Sword-Med size distributions (LJFL) by year and cumulative density functions by year.

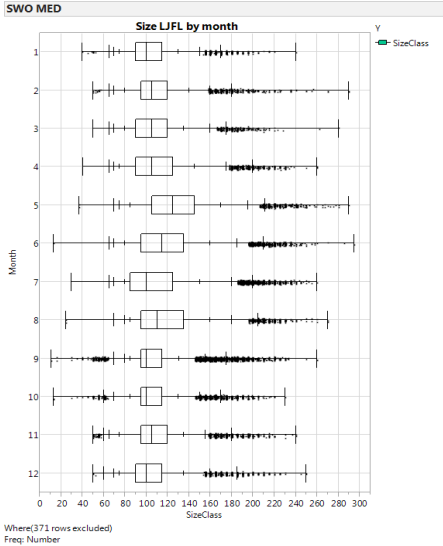
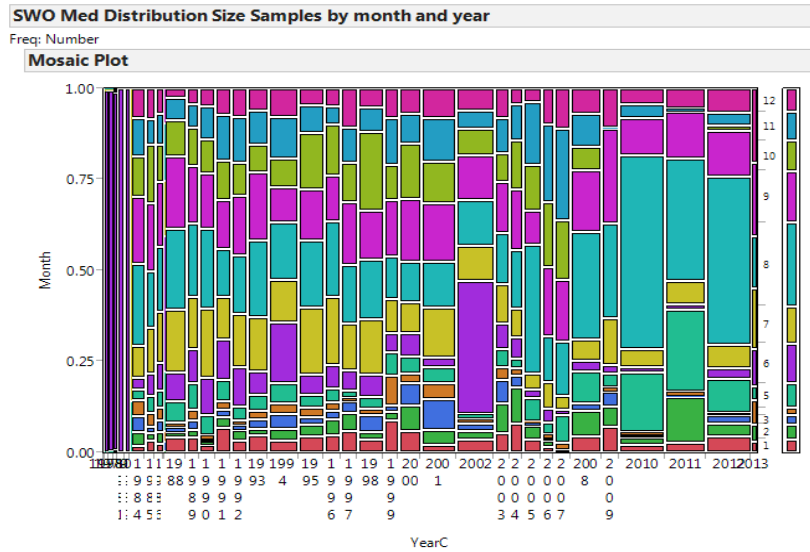


Figure 6. Mosaic plot of the size samples distribution by year - month for Mediterranean swordfish (left) and box plot of size (LJFL) distribution by month (right).

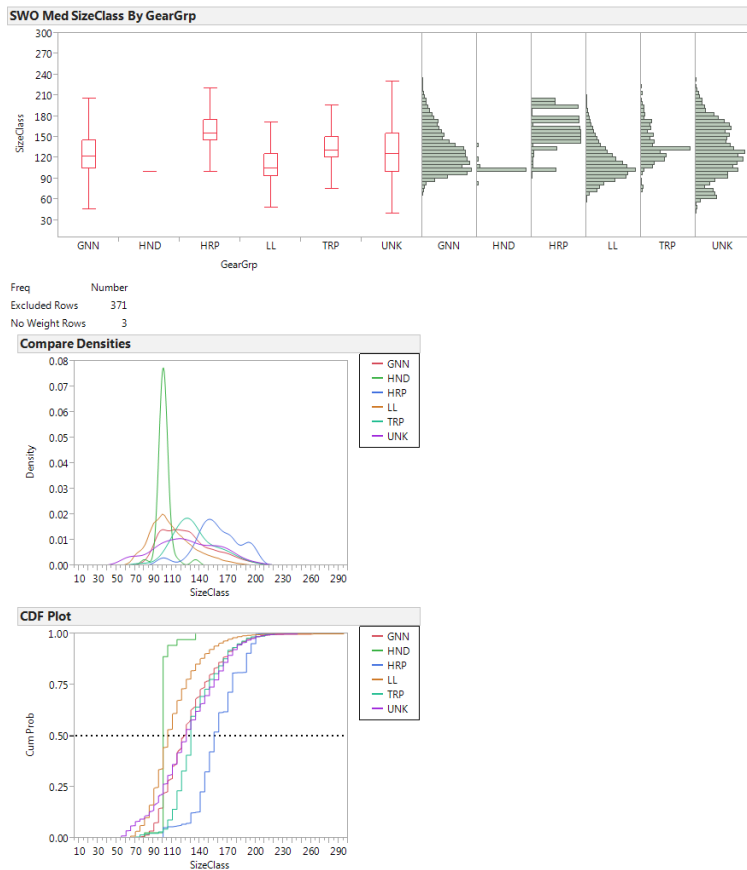


Figure 7. SWO-Med size distribution by gear type, density and cumulative density functions.

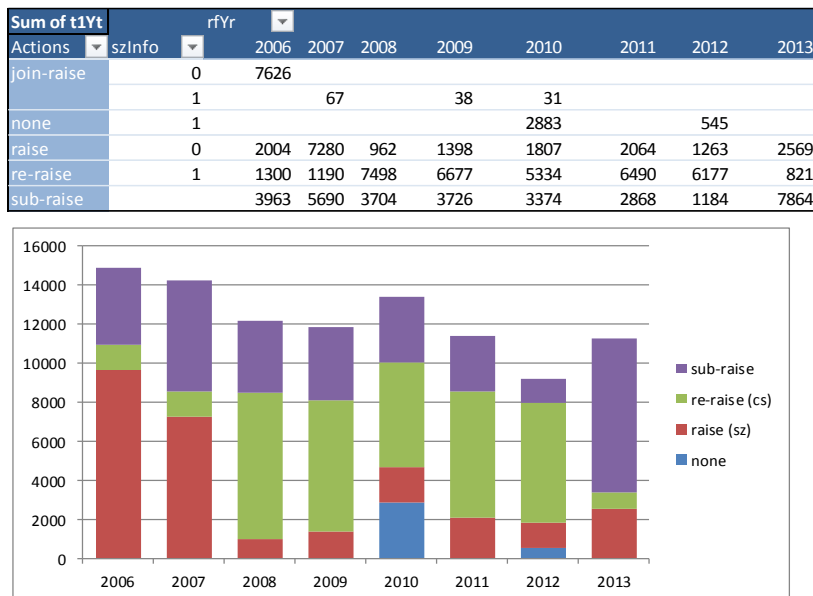


Figure 8. Summary of the substitutions and raising of Task 2 size and CAS data to estimate overall Mediterranean swordfish CAS for the 2006 -2013 period.

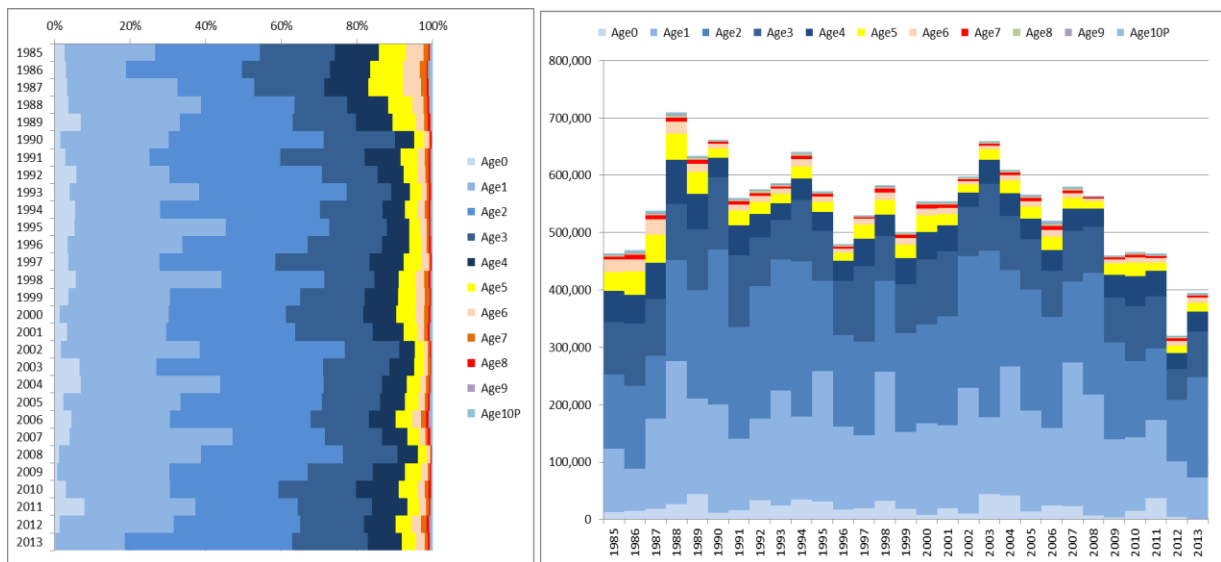


Figure 9. Catch at age Mediterranean swordfish 1985 -2013 estimated by age slicing using the current growth at age function (Tserpes and Tsimenides, 1995).

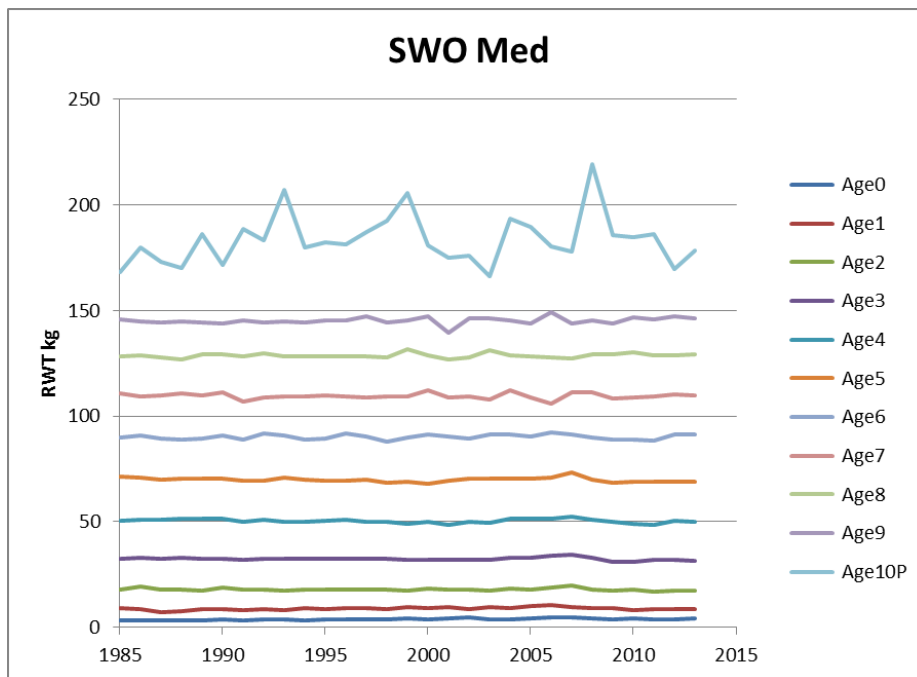


Figure 10. Estimated mean weight at age by year for Mediterranean swordfish from the CAS and CAA matrices.

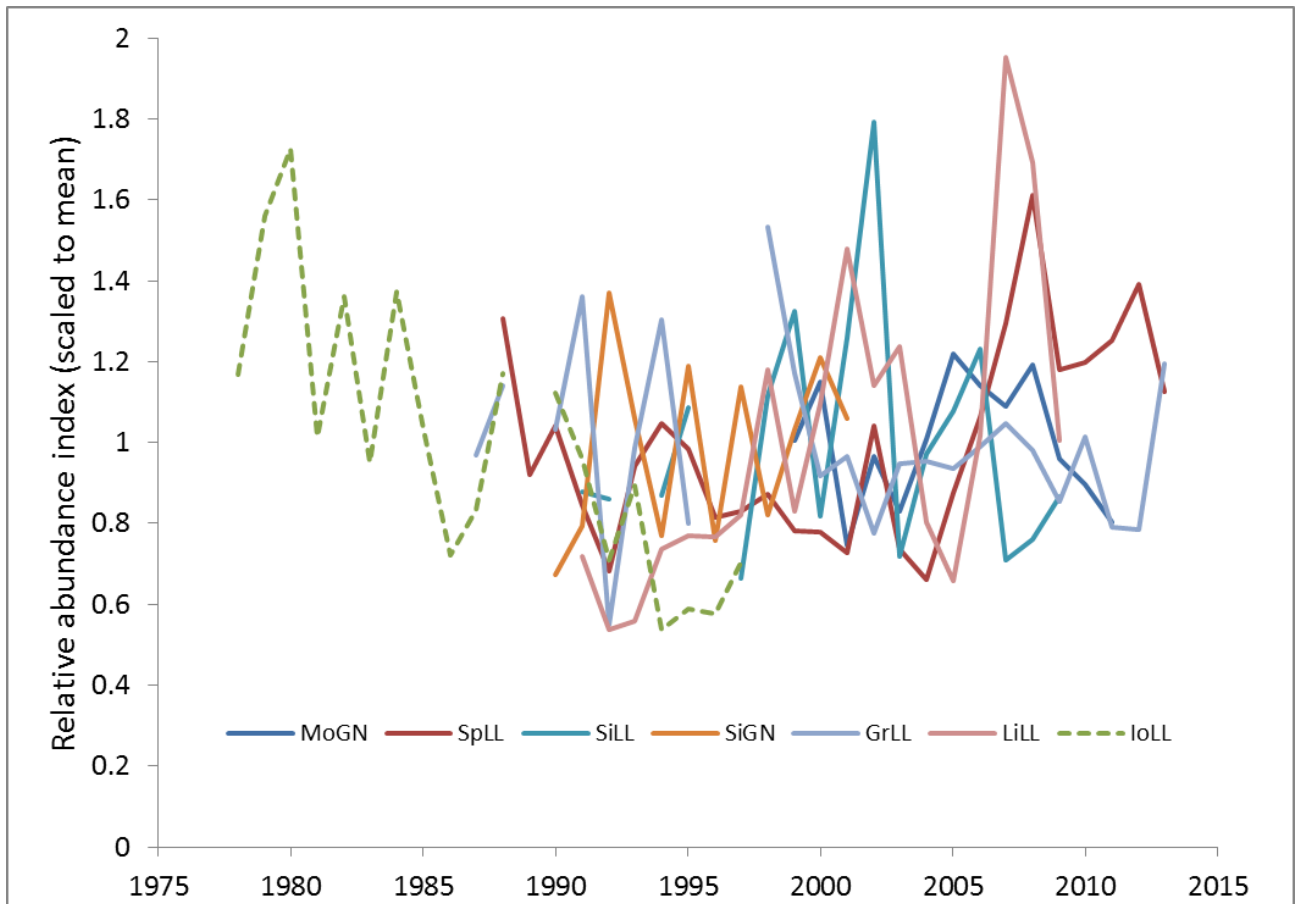


Figure 11. Relative abundance indices used in the assessment for Mediterranean swordfish. All indices are scaled to their individual means to facilitate comparison of trends and relative degree of variability. MoGN Moroccan gillnet driftnet fishery, SpLL Spanish longline, TuGn Turkish gillnet, TuLL Turkish longline, SiLL Sicilian Longline, SiGN Sicilian gillnet, GrLL Greek longline LiLL Ligurian longline, IoLL north Ionian longline. The IoLL index was only used in sensitivity analysis because it is a nominal index.

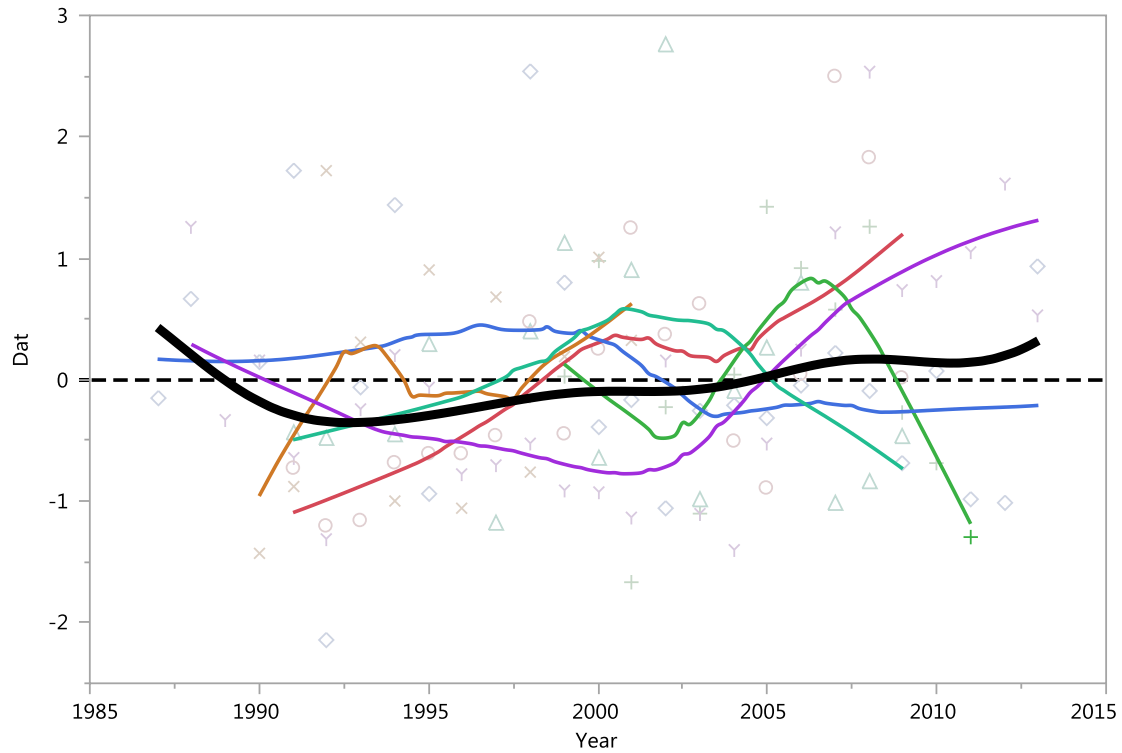


Figure 12. Relative abundance trends calculated by rescaling and smoothing indices. All indices are scaled to have a mean of zero and standard deviation of 1.0 (symbols). Scaled indices were then fitted to a smoothing function (lines). MoGN Moroccan gillnet driftnet fishery, SpLL Spanish longline, TuGn Turkish gillnet, TuLL Turkish longline, SiLL Sicilian longline, SiGN Sicilian gillnet, GrLL Greek longline, LiLL Ligurian longline and IoLL North Ionian longline. The thicker solid line represents the smoothing function fitted to all scaled indices together.

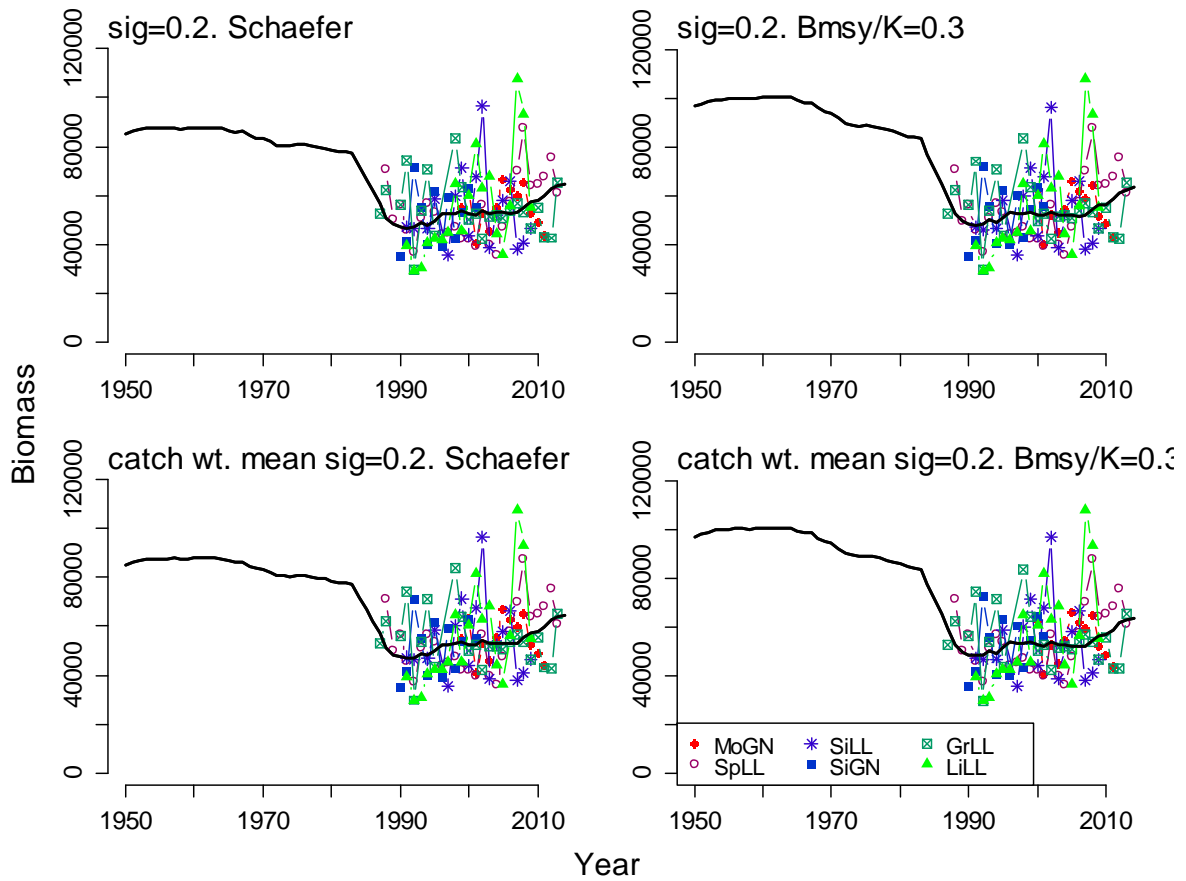


Figure 13. Fits to the indices at the mode of the posterior distribution for the four BSP runs.

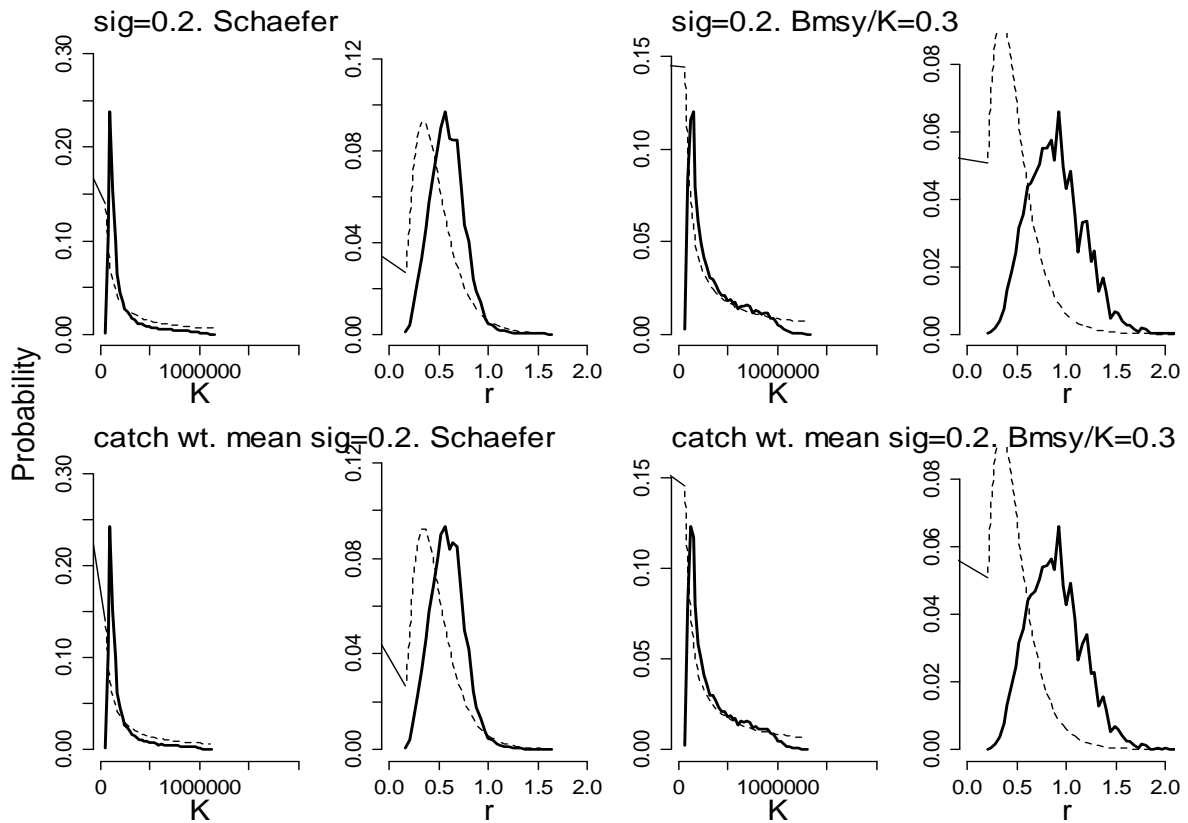


Figure 14. Prior (dashed lines) and posterior (solid lines) probability density functions for K and r for the four reference runs.

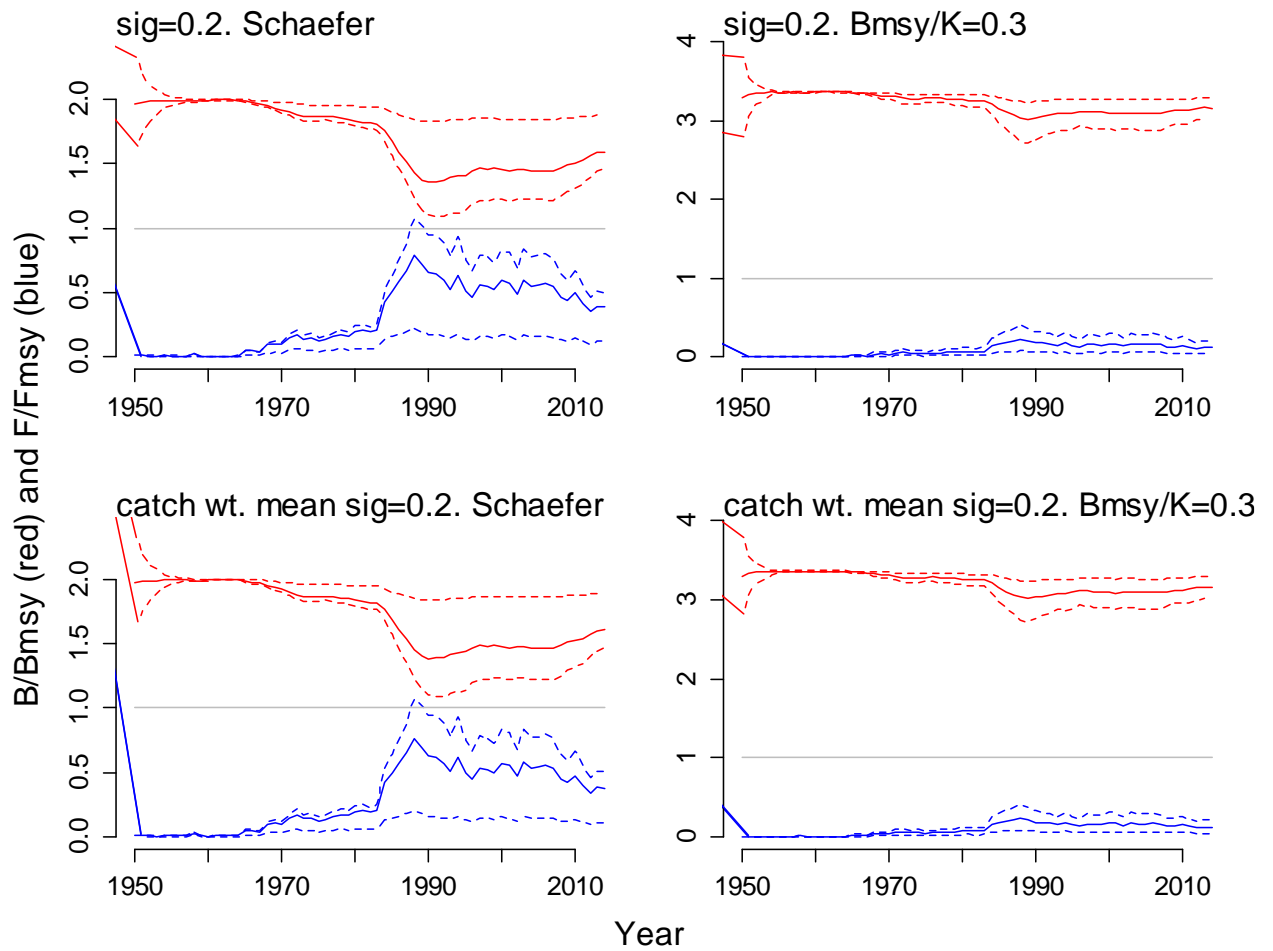


Figure 15. Median and 80% credible intervals for the four reference runs.

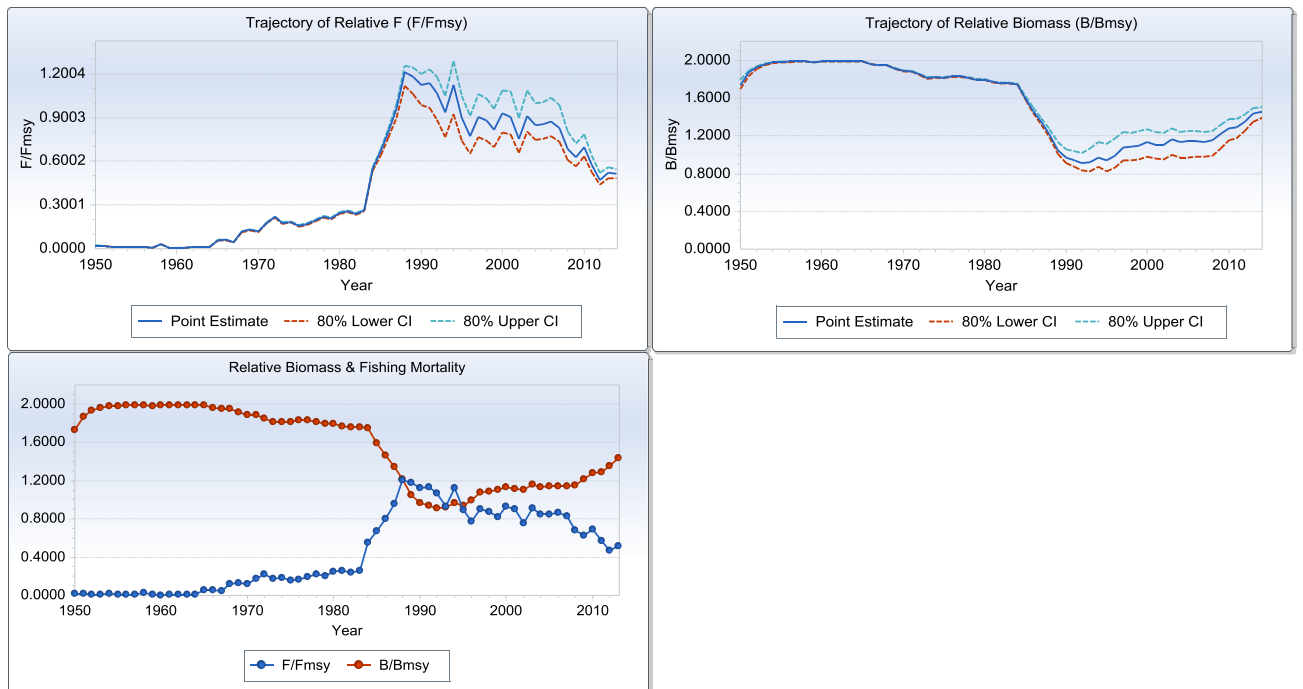


Figure 16. Relative biomass and fishing mortality trend estimates from ASPIC base case run.

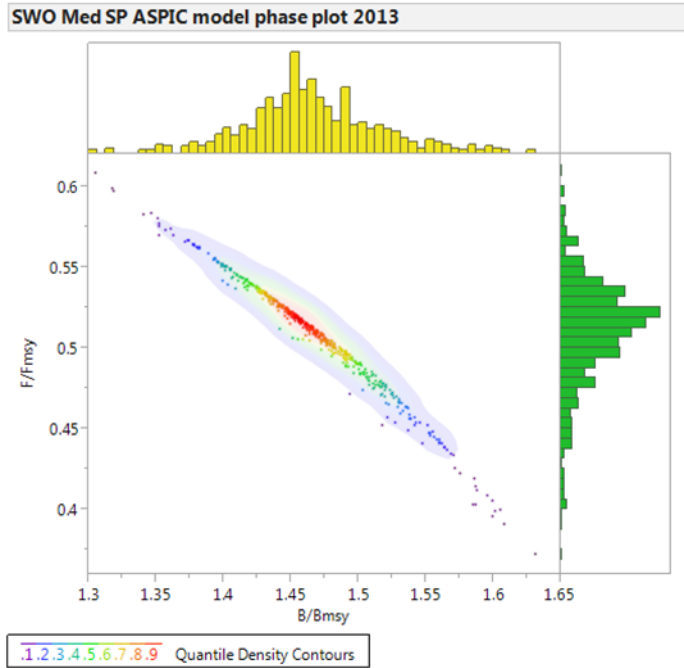


Figure 17. Relative stock status estimates in 2013 from bootstrapped runs of the ASPIC base case model. The marginal histograms display distribution of 500 boots, point colors and shade indicate the quantile density of the bivariate results.

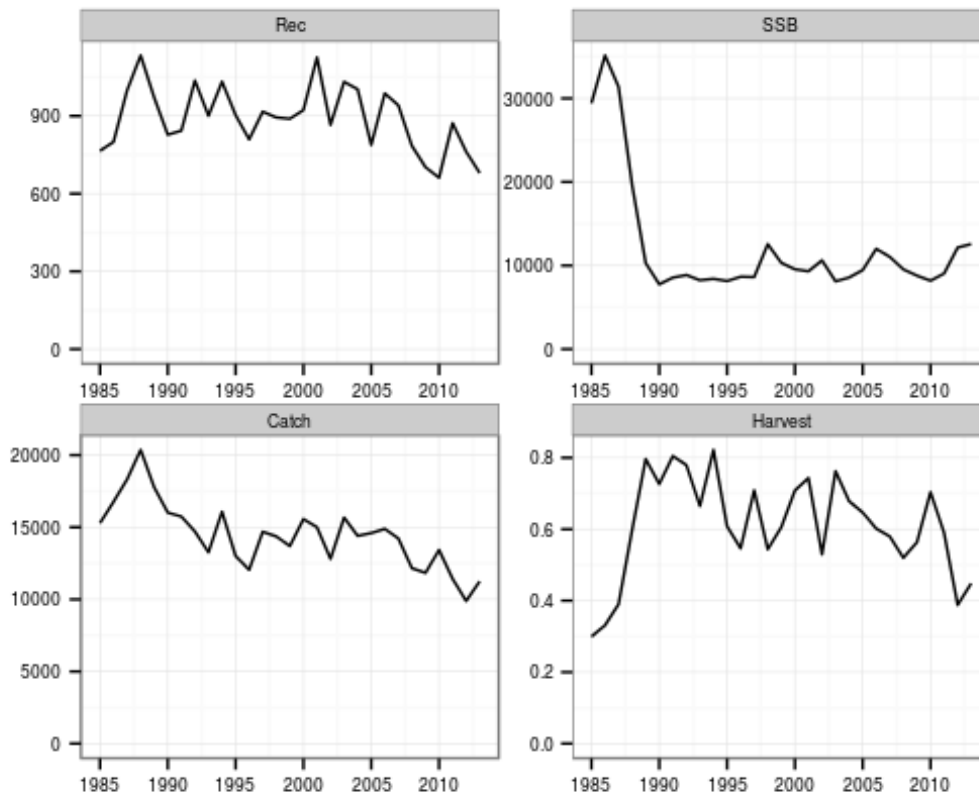


Figure 18. XSA estimates of historic time series of recruitment, SSB, catch and fishing mortality.

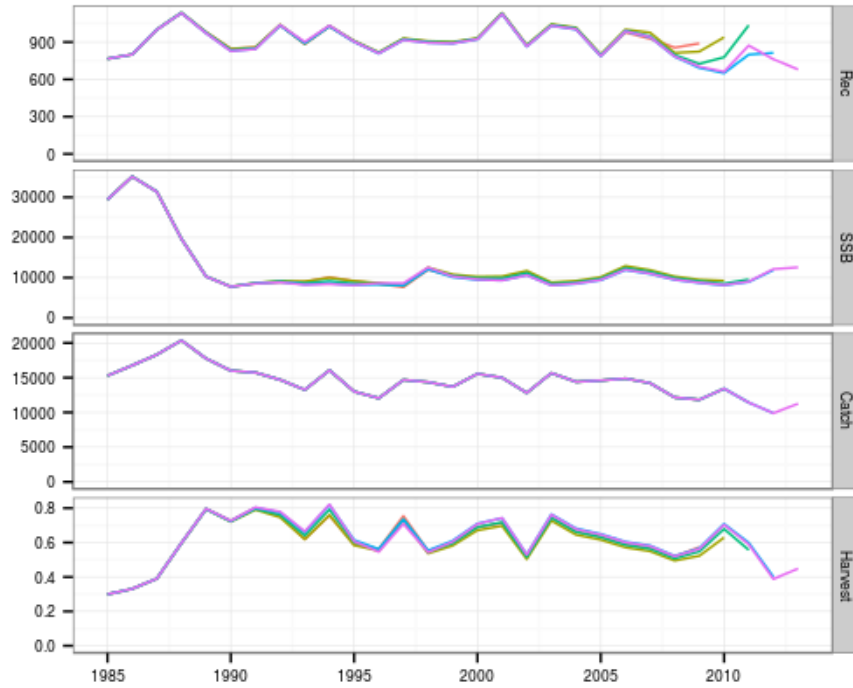


Figure 19. Retrospective XSA time series estimates.

F

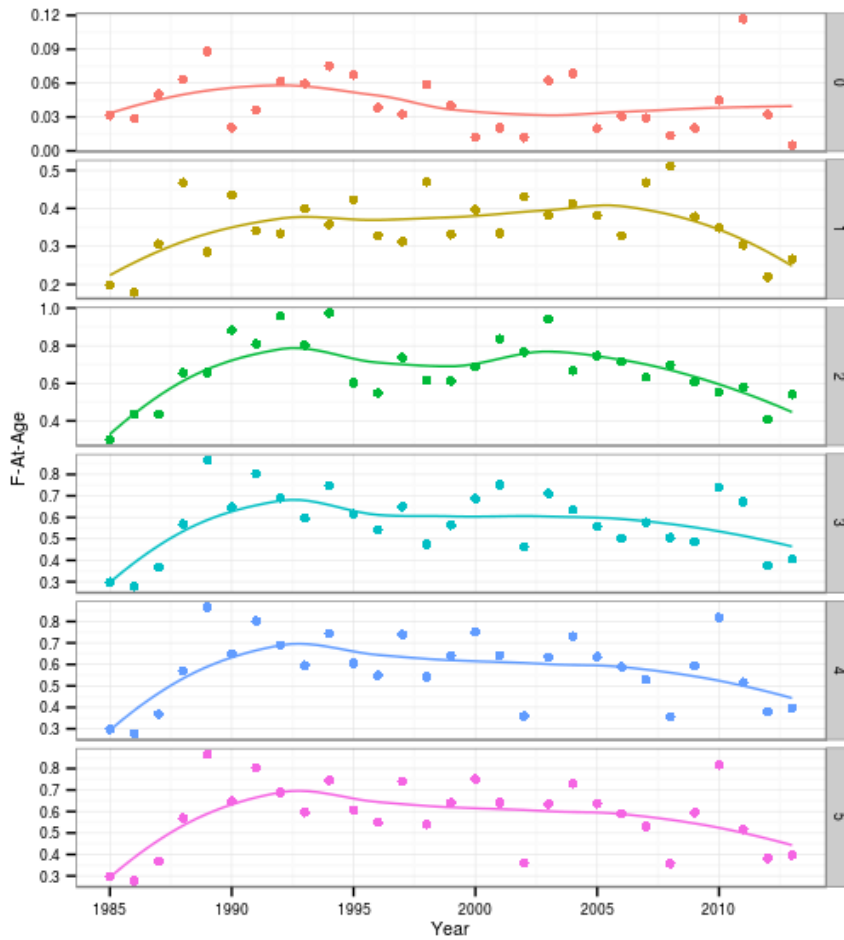


Figure 20. XSA estimates of F-at-age; lines represent lowess smoothers.

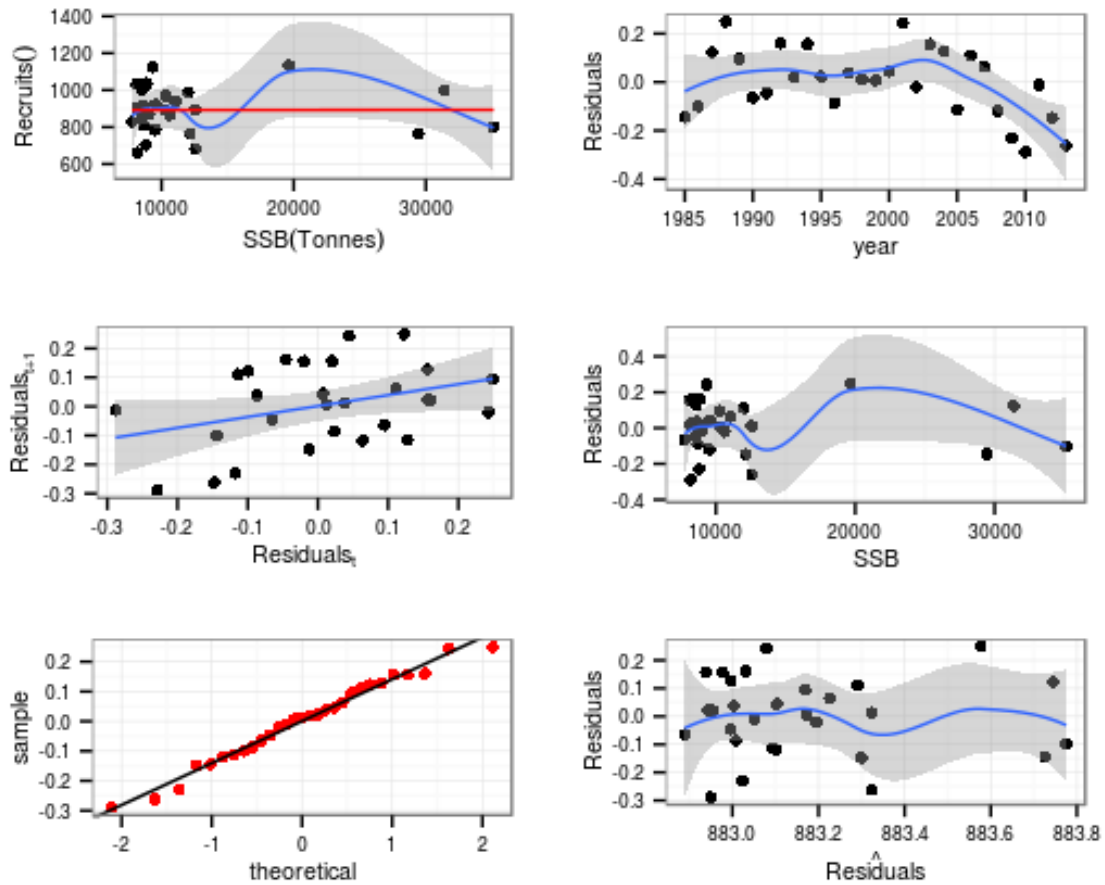


Figure 21. Beverton and Holt stock recruitment relationship (upper left) and the relevant diagnostic plots.

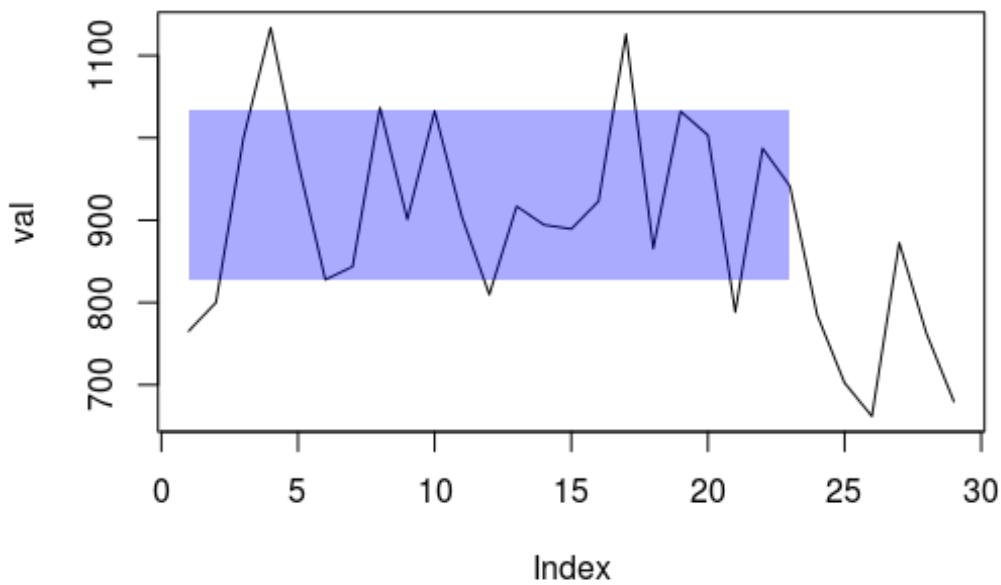


Figure 22. Evaluation of regime shift in recruitment using STARS algorithm; shaded area gives the mean and standard deviation of recruitment prior to the regime shift.

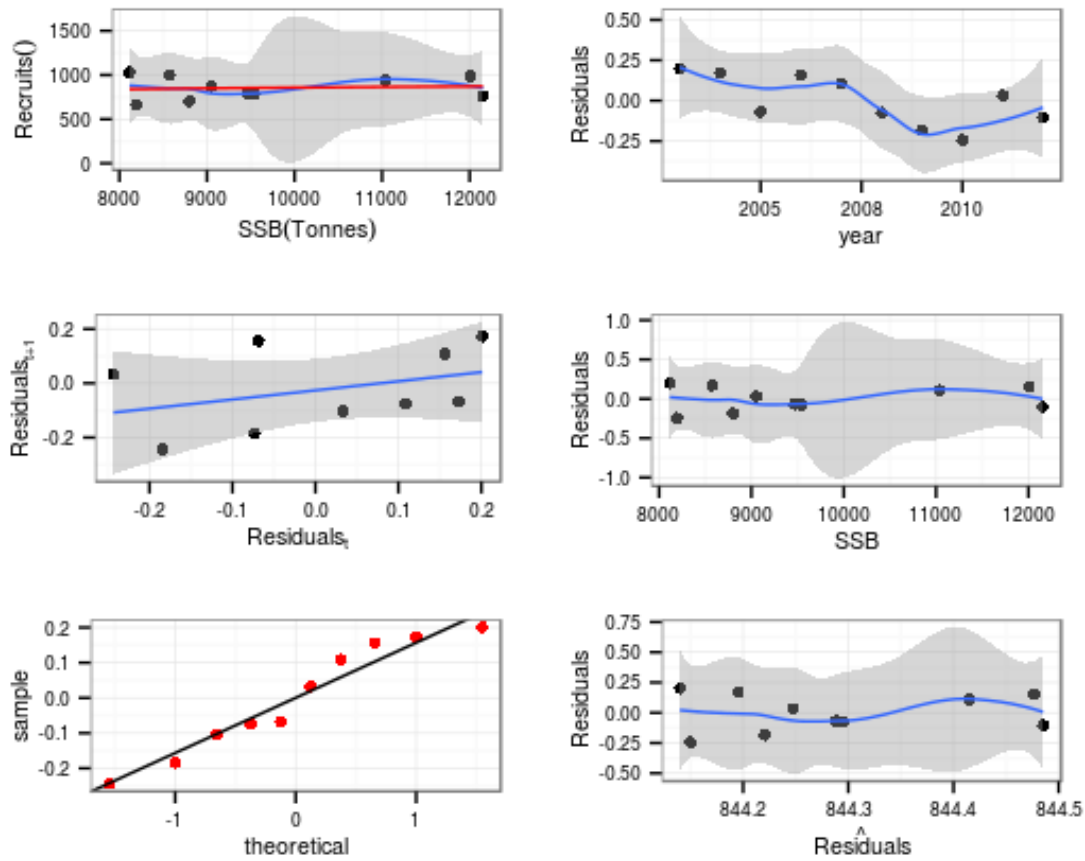


Figure 23. Beverton and Holt stock recruitment relationship (upper left) for the period 2003-2012 and the relevant diagnostic plots.

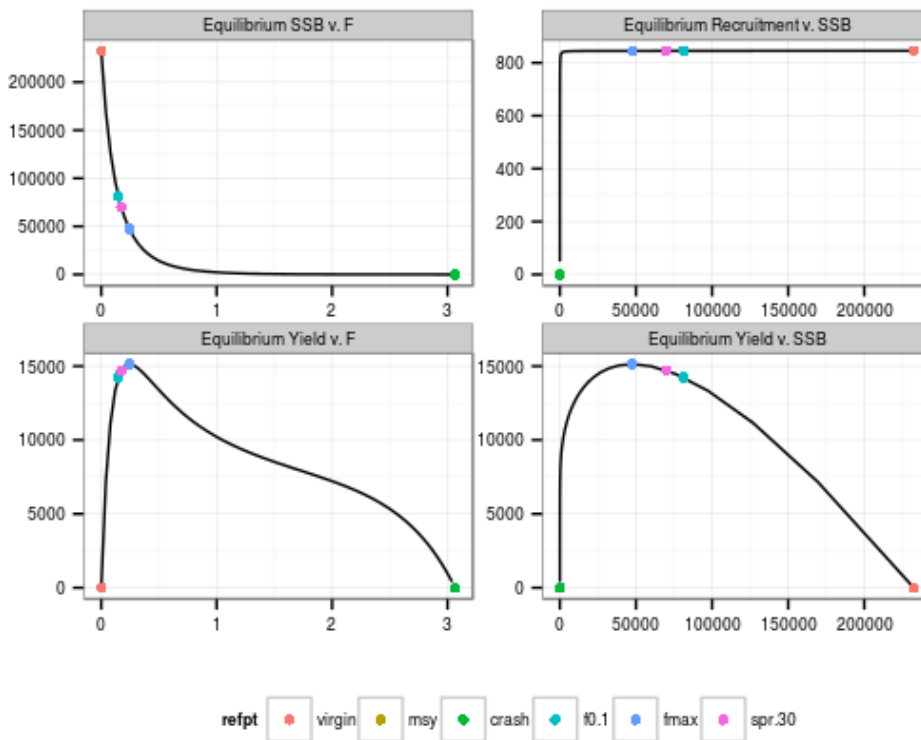


Figure 24. Equilibrium curves based on expected weight, maturity, m-at-age, selection pattern and SRR.

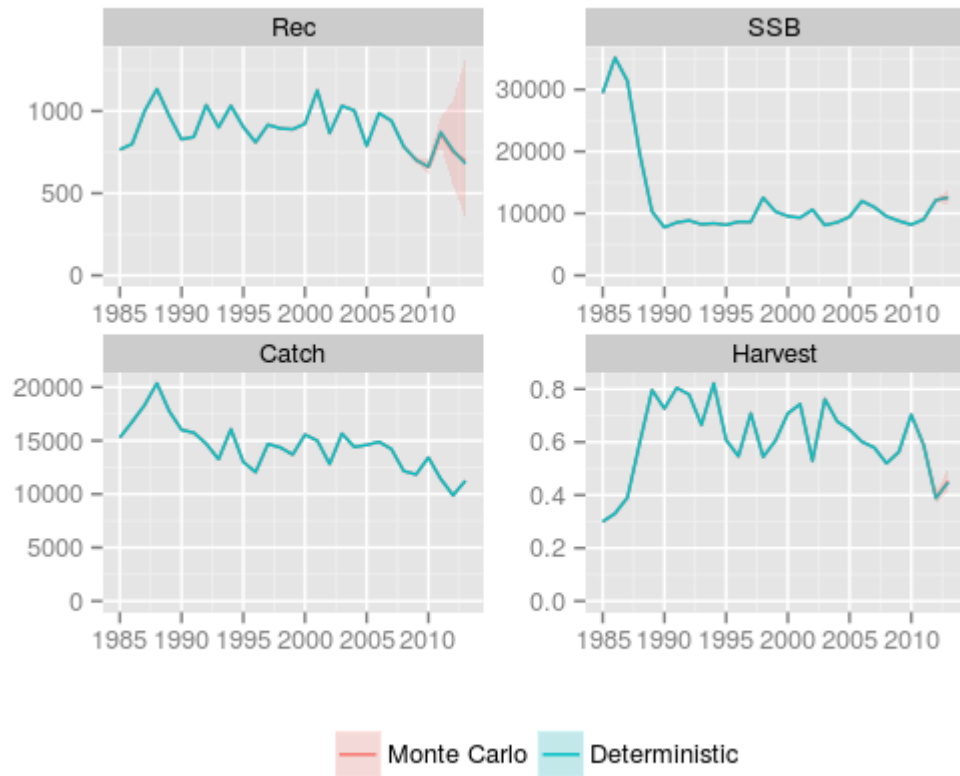


Figure 25. Uncertainty estimates of historic time series based on standard errors of terminal N_s .

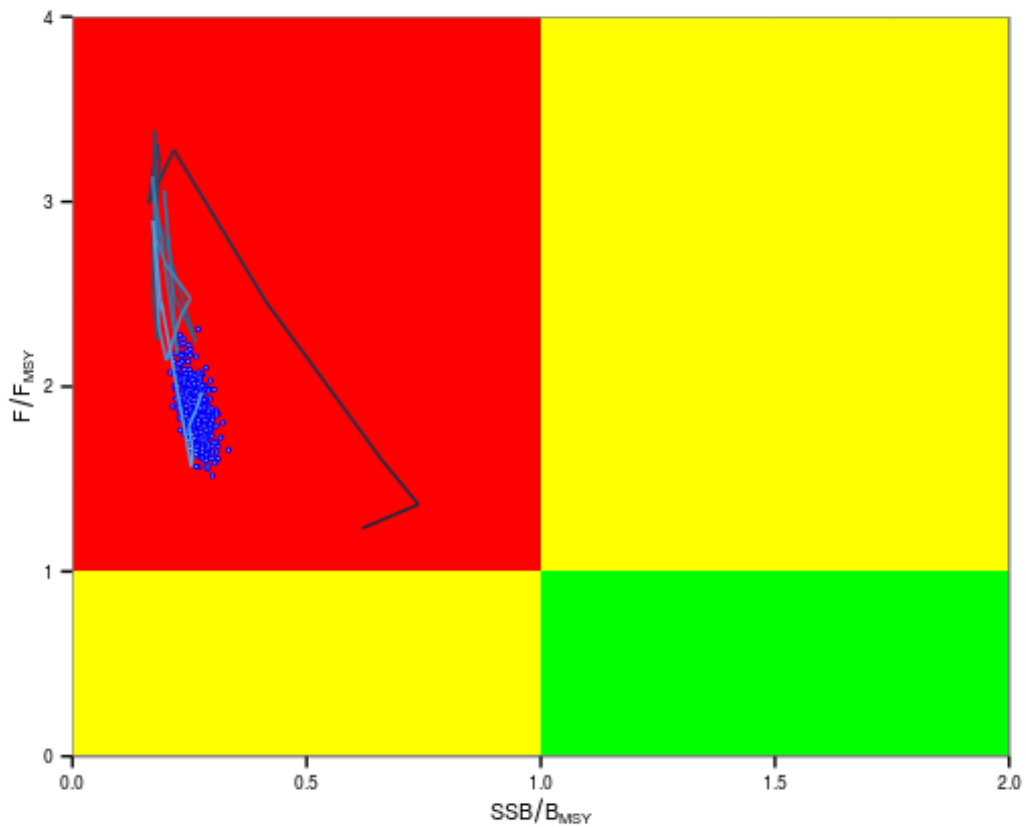


Figure 26. Kobe phase plot based on XSA results and equilibrium yield analyses reference points.

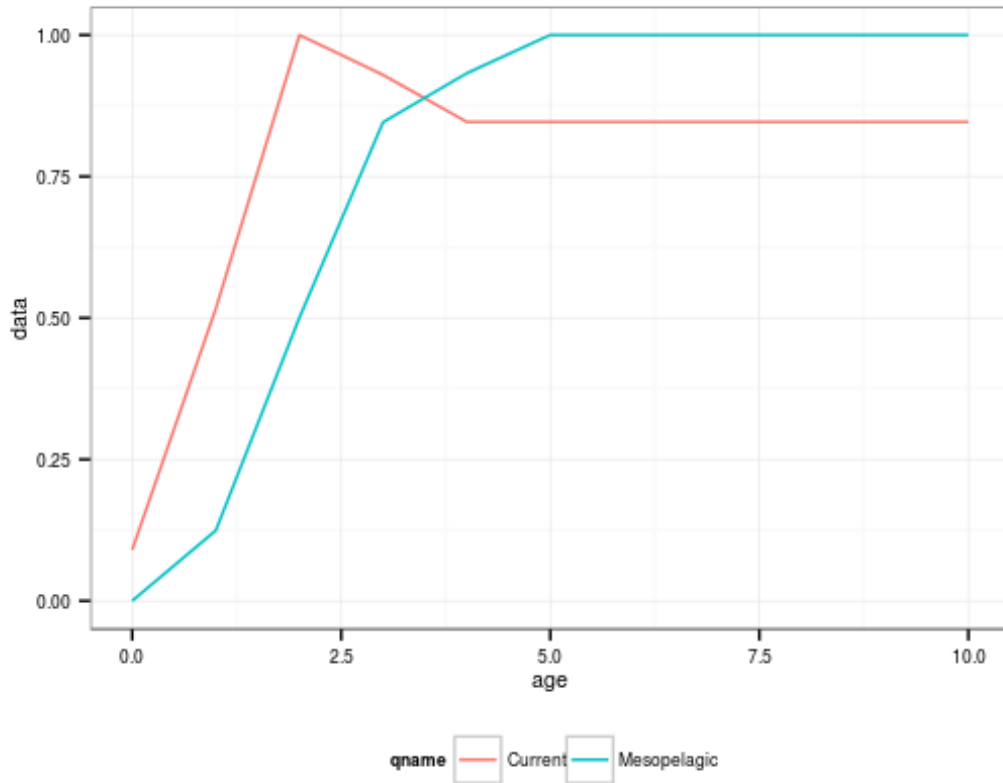


Figure 27. Relative selectivity patterns for the drifting surface (current) and mesopelagic longlines based on the last three years data.

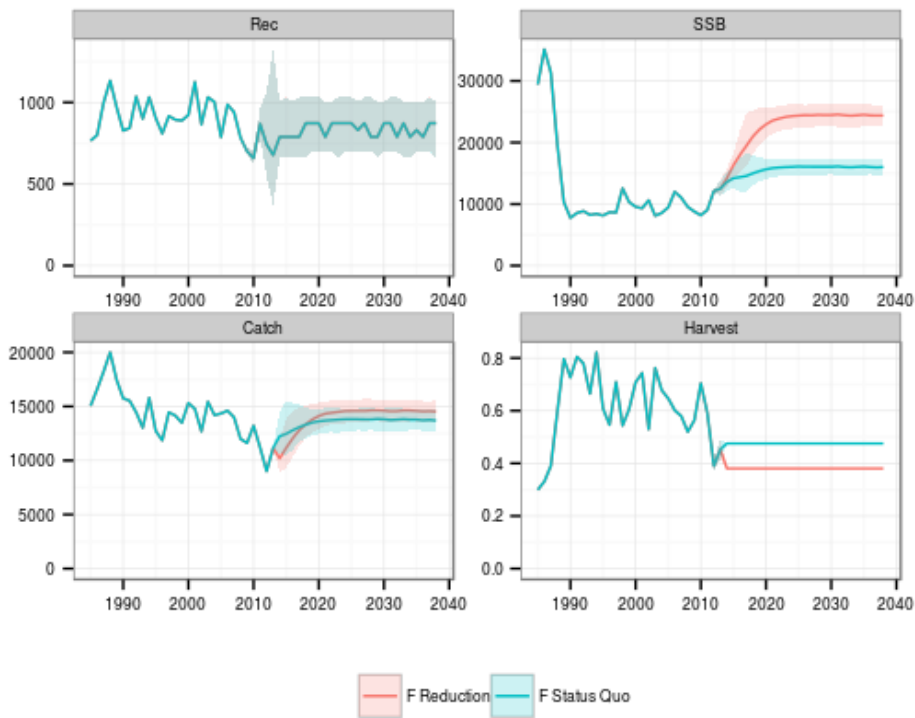


Figure 28. Projections based on the current selection pattern and two different F (harvest) levels: status quo (blue) and 80% of current (red).

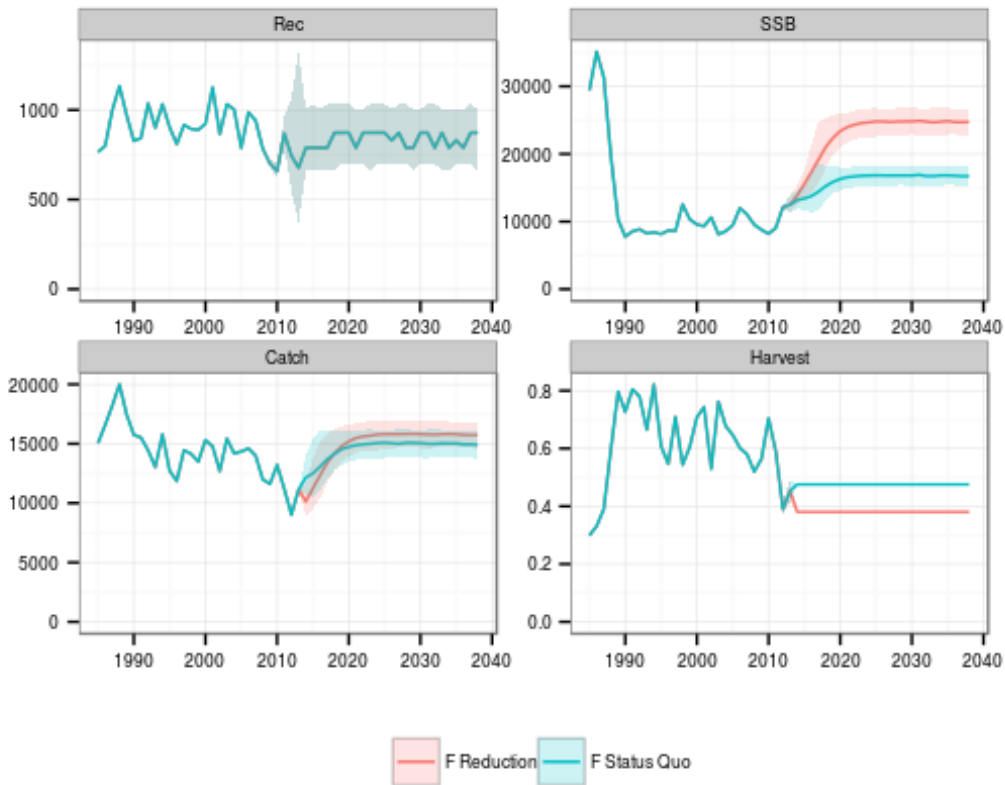


Figure 29. Projections based on a mixed selection pattern (50:50 current and mesopelagic) and two different F (harvest) levels: status quo (blue) and 80% of current (red).

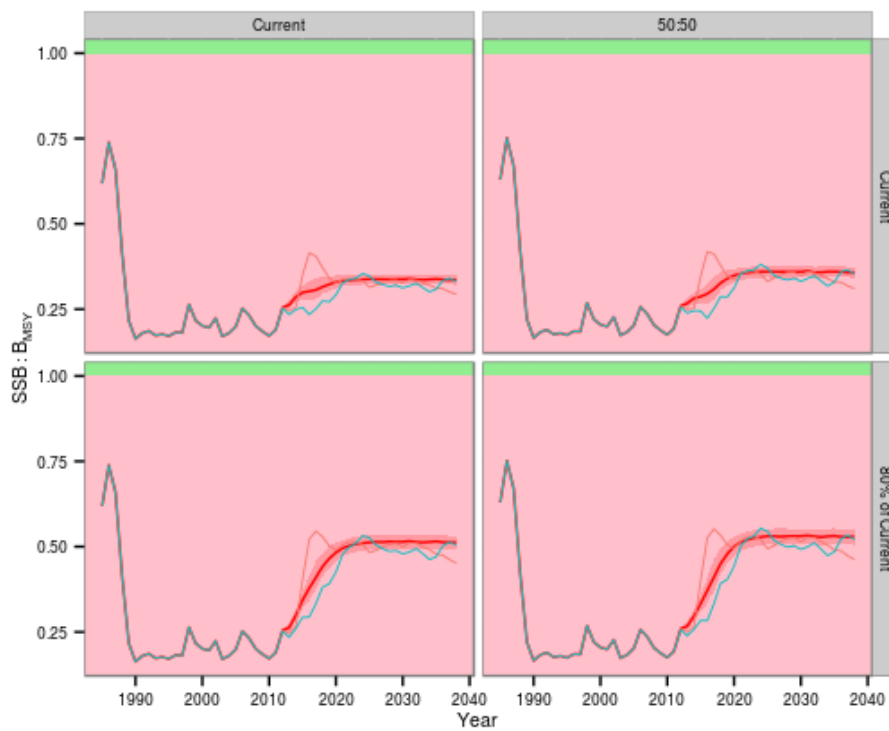


Figure 30. XSA historical estimates and projections of SSB relative to B_{MSY} assuming, either the current or the mixed selection patterns (top panel legend). For both selection patterns two different F levels were assumed: current (2013) and 80% of the current (right panel legend).

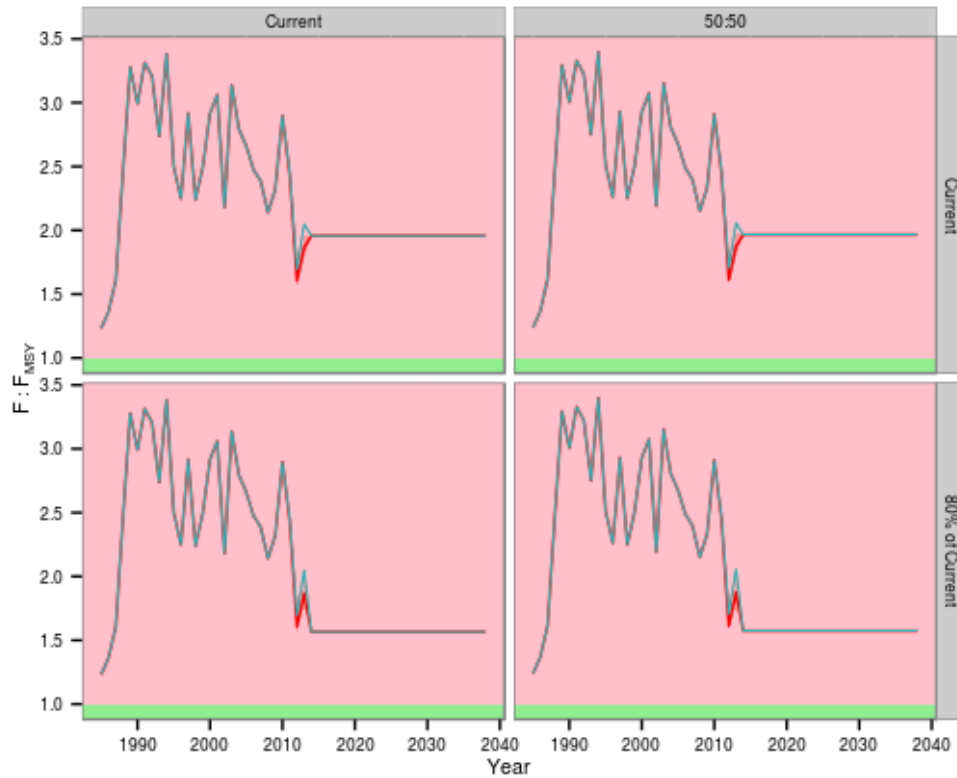


Figure 31. XSA historical estimates and projections of F relative to F_{MSY} assuming, either the current or the mixed selection patterns (top panel legend). For both selection patterns two different F levels were assumed: current (2013) and 80% of the current (right panel legend).

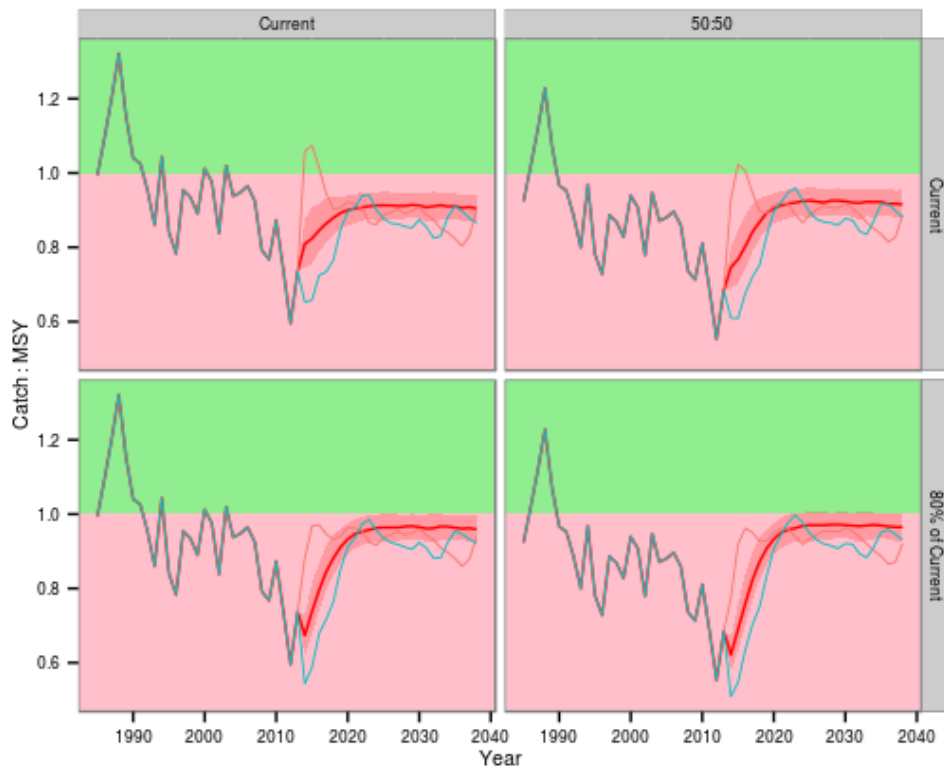


Figure 32. XSA historical estimates and projections of catch relative to MSY assuming, either the current or the mixed selection patterns (top panel legend). For both selection patterns two different F levels were assumed: current (2013) and 80% of the current (right panel legend).

AGENDA

1. Opening, adoption of the Agenda and meeting arrangements
2. Description and evolution of the Mediterranean swordfish fisheries
3. Summary of available data for assessment
 - 3.1 Biology
 - 3.2 Catch, effort, size and CAA estimates
 - 3.3 Relative abundance estimates
4. Stock assessment
 - 4.1 Methods
 - 4.2 Stock status
 - 4.3 Projections
5. Recommendations
 - 5.1 Research and statistics
 - 5.2 Management and advice
6. Other matters
7. Adoption of the report and closure

LIST OF PARTICIPANTS

SCRS CHAIRMAN**Santiago Burrutxaga**, Josu

SCRS Chairman, Head of Tuna Research Area, AZTI-Tecnalia, Txatxarramendi z/g, 48395 Sukarrieta Bizkaia, Spain

Tel: +34 94 6574000 (Ext. 497); 664303631, Fax: +34 94 6572555, E-Mail: jsantiago@azti.es

CONTRACTING PARTIES**ALGERIA****Bouhadja**, Mohamed Amene

Centre National de Recherche et de Développement de la Pêche et de l'Aquaculture (CNRDPA)

Tel: +213 557 531207, E-Mail: Bouhadja.amine@gamil.com

EUROPEAN UNION**Bertolino**, Francesco

UNIMAR, Via Torino, 146, 00184 Roma, Italy

Tel: +329 616 7629, Fax: +923 54 9741, E-Mail: bertolinof@gmail.com

Garibaldi, Fulvio

Laboratorio di Biologia Marina e Ecologia Animale Univ. Degli Studi di Genova, Corso Europa, 26, 16132 Genova, Italy

Tel: +39 010 353 8036, Fax: +39 010 357 888, E-Mail: largepel@unige.it; garibaldi.f@libero.it

Neilson, John D.

Independent Fisheries Consultant, 10 Moss Drive, Chamcook, New Brunswick E5B 3G7, Canada
Tel: +1 506 529 4922, E-Mail: neilson@nbnet.nb.ca

Neves Santos, Miguel

Instituto Portugues do Mar e da Atmosfera -I.P./IPMA, Avenida 5 Outubro s/n, 8700-305 Olhão, Portugal
Tel: +351 289 700 504, Fax: +351 289 700 535, E-Mail: mnsantos@ipma.pt

Nikolioudakis, Nikos

Hellenic Center for Marine Research, PO Box 2214, 71003 Heraklion, Greece
Tel: +30 2810337715, Fax: +30 2810337822, E-Mail: niknikos@hcmr.gr

Ortiz de Urbina, José María

Ministerio de Economía y Competitividad, Instituto Español de Oceanografía, C.O de Málaga, Puerto Pesquero s/n, 29640 Fuengirola, Málaga, Spain
Tel: +34 952 197 124, Fax: +34 952 463 808, E-Mail: urbina@ma.ieo.es

Peyronnet, Arnaud

European Commission _ DG MARE D2, Conservation and Control in the Mediterranean and the Black Sea, JII – 99 06/56JII - 99 06/56, B-1049 Brussels, Belgium
Tel: +32 2 2991 342, E-Mail: arnaud.peyronnet@ec.europa.eu

Tserpes, George

Hellenic Center for Marine Research, PO Box 2214, 71003 Heraklion, Greece
Tel: +30 2810337851, Fax: +30 2810337822, E-Mail: gtserpes@hcmr.gr

MOROCCO

Abid, Noureddine

Chercheur au Centre Régional de Recherche Halieutique de Tanger, Center Régional de L'INRH à Tanger/M'dig, B.P. 5268, 90000 Drabed Tanger
Tel: +212 53932 5134, Fax: +212 53932 5139, E-Mail: abid.n@menara.ma; noureddine.abid65@gmail.com

TUNISIA

Zarrad, Rafik

Institut National des Sciences et Technologies de la Mer, BP 138 Mahdia 5199
Tel: +216 73688604, Fax: +216 73688602, E-Mail: rafik.zarrad@instm.rnrt.tn

TURKEY

Ceyhan, Tefvik

Associate Professor, Ege University, Faculty of Fishery, 35100 Bornova Izmir
Tel: +90 232 311 5212, Fax: +90 232 3747450, E-Mail: tevfik.ceyhan@ege.edu.tr

UNITED STATES

Die, David

Cooperative Institute of Marine and Atmospheric Studies, University of Miami, 4600 Rickenbacker Causeway, Miami, Florida 33149
Tel: +1 305 421 4607, Fax: +1 305 421 4221, E-Mail: ddie@rsmas.miami.edu

Babcock, Elizabeth

Dept. of Marine Biology and Ecology, University of Miami, 4600 Rickenbacker Causeway, Miami, Florida 33149
Tel: +1 305 421 4852, E-mail: ebabcock@rsmas.miami.edu

OBSERVERS FROM NON-GOVERNMENTAL ORGANIZATIONS

Oceana

Vielmini, Ilaria

OCEANA, Calle Leganitos, 47 - 6º, 28013 Madrid, Spain

Tel: +3491 144 0899, Fax: +34 91 144 0890, E-Mail: ivielmini@oceana.org

ICCAT SECRETARIAT

c/ Corazón de María, 8 - 6th -7th fl. 28002 Madrid, Spain

Tel: + 34 91 416 5600, Fax: +34 91 415 2612, E-Mail: info@iccat.int

Kell, Laurence

Ortiz, Mauricio

Appendix 3

LIST OF DOCUMENTS

- SCRS/2014/095 Eléments d'informations sur la pêche espadonnière algérienne. Koudri-Krim A. and Bouhadja A.
- SCRS/2014/096 Updated standardized catch rates in number and weight for swordfish (*Xiphias gladius* L.) caught by the Spanish longline fleet in the Mediterranean Sea, 1988- 2013. Ortiz de Urbina J., de la Serna J. M., Mejuto J., Saber S. and Macías D.
- SCRS/2014/097 Analysis of Turkish swordfish (*Xiphias gladius*) catch rates in the eastern Mediterranean. Ceyhan T., Tserpes G., Akyol O. and Ortiz de Urbina J.M.
- SCRS/2014/100 Effects of the introduction of the mesopelagic longline on catches and size structure of swordfish in the Ligurian Sea (western Mediterranean). Garibaldi F.
- SCRS/2014/104 Temporal CPUE trends of the Greek drifting longline swordfish fisheries in the E. Mediterranean. Tserpes G. and Peristeraki P.
- SCRS/2014/105 Standardization of catch rates from the Sicilian swordfish longline fisheries in the C. Mediterranean. Tserpes, G., Di Natale, A, Mangano, A.
- SCRS/2014/106 Swordfish (*Xiphias gladius* L.) catch composition of the Italian fishing fleet in the period 2007-13. Mariani A., Dell'Aquila M. and Bertolino F.
- SCRS/2014/107 Review and preliminary analyses of size, CAS and CAA of Mediterranean swordfish (*Xiphias gladius*). Mauricio Ortiz and Carlos Palma.
- SCRS/2014/108 Updated catch rates of swordfish (*Xiphias gladius*) caught by the Moroccan driftnet fishery in the Strait of Gibraltar, 1999-2001. Noureddine A. and M. Bakkali.
- SCRS/2014/109 Analyses Préliminaires des Données de Production et d'Effort de Pêche de L'Espadon (*Xiphias gladius*) en Tunisie. Rafik Zarrad, Ridha M'rabet.
- SCRS/2014/110 Swordfish Growth Pattern in the Strait of Gibraltar; Implications for Mixing among Atlantic and Mediterranean Stocks. Noureddine Abid, Mohammed. Bakkali, George Tserpes, M'Hamed Idrissi.

SCRS/2014/111 Swordfish (*Xiphias gladius* L.) fisheries using drifting midwater longline in the Mediterranean Sea by the Italian fishing fleet. F. Bertolino, M. Dell'Aquila, A. Mariani, M. Valastro.

SCRS/2014/112 Standardization of swordfish catch rates from the Ligurian surface drifting longline fisheries for the period 1991-2009. F. Garibaldi and G. Tserpes.

Appendix 4

BSP1. DERIVATION OF INFORMATIVE PRIOR FOR r

McAllister (2014) and Stanley *et al.* (2009) proposed a method to generate an informative prior for the intrinsic rate of population increase r based on a stock-recruitment relationship, growth and survival. The method uses the Euler-Lotka equation to estimate r from the survival to age (l_x) and fecundity at age (m_x) vectors.

$$(1) \sum_{a=1}^{a_{max}} e^{r a} l_a m_a = 1$$

This equation is solved numerically to estimate r . The survival to age is calculated as:

$$(2) l_a = e^{-aM}$$

The fecundity at age is calculated as:

$$(3) m_a = \tilde{R}_S W_a G_a$$

where W_a is weight at age, G_a is maturity at age, and \tilde{R}_S is the number of age 1 recruits per spawner as the number of spawners S approaches zero. \tilde{R}_S is calculated as:

$$(4) \tilde{R}_S = \frac{4h}{\tilde{S}(1-h)}$$

where h is steepness of the stock recruit curve, and S is spawners per recruit without fishing. S is calculated as:

$$(5) \tilde{S} = \sum_{a=1}^{a_{max}-1} W_a G_a e^{-aM} + W_{a_{max}} G_{a_{max}} \frac{\exp(-a_{max}M)}{1-\exp(-M)}$$

The information needed to use this method are the three parameters of the von Bertalanffy growth curve, the two parameters of the weight/length relationship, the two parameters for a logistic maturity ogive (in either age or length), natural mortality and steepness. Each of these parameters was given a mean and a CV taken from the literature, and a probability distribution that seemed to adequately capture the uncertainty in the parameter (**Table BSP.A1.1, Figure BSP.A1.1**). For the logistic maturity ogive with length, the value of the logistic shape parameter was chosen so that approximately 95% of the fish would be mature within one year of the age at which average length was equal to length at 50% maturity.

A value of each parameter was drawn randomly from its distribution, and the Euler Lotka equation was solved for r . The values of r were plotted in a histogram. The distribution appeared to be lognormal, and a lognormal distribution with the mean and variance calculated from the simulated values of r was found to adequately recreate the empirical distribution of r (**Figure BSP.A2.2**). This lognormal distribution was used as the informative prior for r in the BSP models. The mean was 0.47 and CV was 0.49 (standard deviation of $\log(r)=0.46$). As a sensitivity analysis, the same method was used to calculate r with the assumption that mean steepness was 0.95. This gave a mean r of 0.76, and CV of 0.39.

Table BSP.A1.1. Values of parameters used in the Monte Carlo simulations to estimate r . Lengths are lower jaw fork length in cm, weights are in g.

Parameter	Mean	CV	Dist	Description	Source
M	0.206	0.25	Inorm	Natural mortality (1/year)	McAllister (2014)
Linf	238.58	0.1	Inorm	Von Bertalanffy asymptotic length	Mean: ICCAT Manual. CV: Working Group
K	0.185	0.1	norm	Von Bertalanffy growth parameter	Mean: ICCAT Manual. CV: Working Group
t0	-1.404	0.2	norm	Von Bertalanffy age at zero length	Mean: ICCAT Manual. CV: Working Group
a	8.90E-07	0.1	Inorm	Weight at length parameter	Mean: ICCAT Manual. CV: McAllister (2014)
b	3.554738	0.1	norm	Weight at length parameter	Mean: ICCAT Manual. CV: McAllister (2014)
L50	142	0.2	Inorm	Length at 50% maturity	CV: McAllister (2014)
d	0.2	0.2	Inorm	Parameter of the logistic maturity ogive Steepness $h=0.2 + 0.8 \text{Beta}(5.86, 1.59)$	Working Group
h	0.83	0.14	beta	Alternative: $h=0.2+0.8 \text{Beta}(25,1.6)$	McAllister (2014)

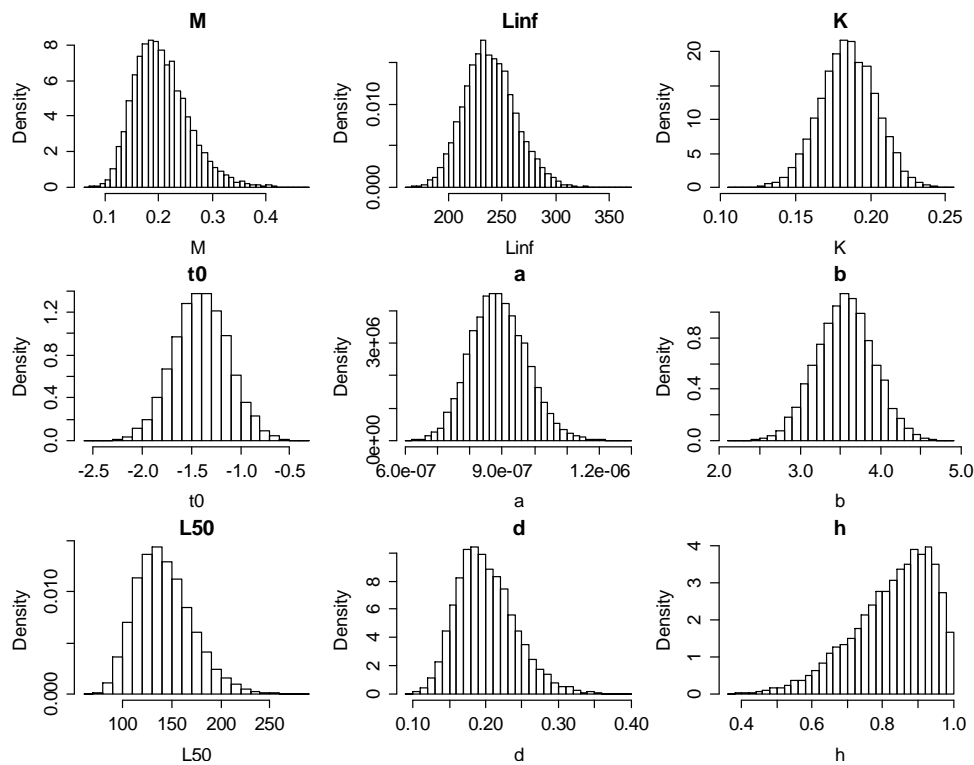


Figure BSP.A1.1. Distributions of the input parameters described in Table A1.

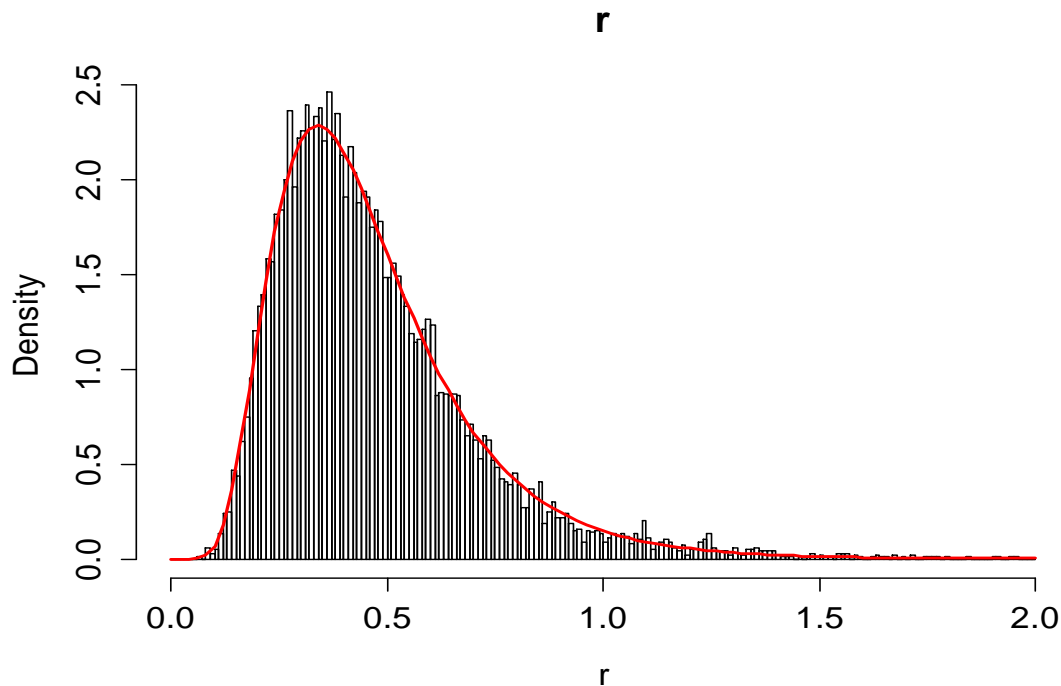


Figure BSP1.A2. Empirical distribution of r from Monte Carlo simulations (histogram) and lognormal prior for r (line).

Appendix 5

BSP2. SENSITIVITY AND DIAGNOSTIC RUNS OF THE BAYESIAN SURPLUS PRODUCTION MODEL

The BSP sensitivity analyses (**Table BSP.A2.1**) giving different weights to the CPUE data points produced very different posterior distributions of the parameters. All models estimated the same general trend, but the scale varied by a factor of four (**Figure BSP.A2.1**, **Table BSP.A2.2**). Models with higher inputted values of the observation error variance had much wider posterior distributions, and were more similar to the priors. This seems to be caused by the fact that the priors have a higher weight relative to the data when the data are given a high observation error variance. In the case where the data are not strongly informative, this effect can influence the shape of the posterior. With higher observation error variance, the joint posterior distribution of r and K is quite broad, while using the MLE value allows the model to estimate a narrower posterior (**Figure BSP.A2.2**). Reducing the observation error variance below the MLE value (last column in **Table BSP.A2.2**), makes the priors even narrower. Given the strong influence of observation error variance, using a value close to the maximum likelihood estimate is recommended (McAllister 2014).

The sensitivity analysis with a higher prior for r gave higher values for r and lower values for K , as expected (**Table BSP.A2.3**). Varying the starting year did not greatly change the values of r or K (**Table BSP.A2.4**). The post-model pre-data analysis, as expected, returned posteriors very similar to the priors (**Table BSP.A2.5**, **Figure BSP.A2.3**). The runs with uniform priors supported very high values of r (**Table BSP.A2.5**).

When the indices were entered into the model separately, using informative priors the results were fairly consistent, although there was some variability in the current fishing mortality rate (**Table BSP.A2.6**). Running the indices separately with uninformative priors, all supported much higher values of r (**Table BSP.A2.7**). The posteriors of r and K from these runs (**Figure BSP.A2.4**) show that some indices weakly support values of r around 0.5, but all the posteriors are rather flat.

Table BSP.A2.1. Sensitivity and diagnostic runs.

Run	Shape	Prior	Weighting	Start year
1	Schaefer	base	$\sigma=1$	1950
2	Bmsy/K=0.3	base	$\sigma=1$	1950
3	Schaefer	base	catch	1950
4	Bmsy/K=0.3	base	catch	1950
1c	Schaefer	base	$\sigma=0.1$	1950
p1	Schaefer	base	NA	1950
p2	Bmsy/K=0.3	base	NA	1950
u1	Schaefer	uninformative	$\sigma=1$	1950
u2	Bmsy/K=0.3	uninformative	$\sigma=1$	1950
u3	Schaefer	uninformative	catch	1950
u4	Bmsy/K=0.3	uninformative	catch	1950
r1	Schaefer	mean r=0.76	$\sigma=1$	1950
r2	Bmsy/K=0.3	mean r=0.76	$\sigma=1$	1950
r3	Schaefer	mean r=0.76	catch	1950
r4	Bmsy/K=0.3	mean r=0.76	catch	1950
r1b	Schaefer	mean r=0.76	$\sigma=0.2$	1950
r2b	Bmsy/K=0.3	mean r=0.76	$\sigma=0.2$	1950
r3b	Schaefer	mean r=0.76	catch, 0.2	1950
r4b	Bmsy/K=0.3	mean r=0.76	catch, 0.2	1950
1y1	Bmsy/K=0.3	B0/K CV=0.5	$\sigma=1$	1965
1y2	Bmsy/K=0.3	B0/K mean .9, CV .5	$\sigma=1$	1987
1y1b	Bmsy/K=0.3	B0/K CV=0.5	equal	1965
1y2b	Bmsy/K=0.3	B0/K mean .9, CV .5	equal	1987

Table BSP.A2.2. Sensitivity runs with different weighing of CPUE data points.

Variable	Schaefer $\sigma=1$	$B_{MSY}/K=0.3$ $\sigma=1$	Schaefer Catch weighting unscaled	$B_{MSY}/K=0.3$ Catch weighting unscaled	Schaefer $\sigma=0.1$
K (1000)	415.75 (0.62)	523.62 (0.49)	421.39 (0.61)	506.96 (0.50)	88.53 (0.11)
r	0.52 (0.46)	0.58 (0.45)	0.51 (0.47)	0.54 (0.47)	0.71 (0.09)
MSY (1000)	50.43 (0.78)	41.58 (0.61)	50.94 (0.79)	37.65 (0.65)	15.51 (0.03)
Bcur (1000)	384.07 (0.66)	440.21 (0.57)	388.06 (0.66)	413.25 (0.60)	65.82 (0.12)
Binit (1000)	407.41 (0.62)	506.01 (0.49)	412.98 (0.61)	491.34 (0.49)	87.55 (0.15)
Bcur/Binit	0.92 (0.16)	0.85 (0.22)	0.91 (0.17)	0.81 (0.25)	0.76 (0.11)
Ccur/MSY	0.34 (0.59)	0.36 (0.49)	0.35 (0.61)	0.41 (0.51)	0.73 (0.03)
Bcur/Bmsy	1.78 (0.09)	2.71 (0.13)	1.77 (0.11)	2.59 (0.18)	1.49 (0.02)
Fcur/Fmsy	0.21 (0.71)	0.14 (0.68)	0.21 (0.81)	0.18 (0.82)	0.49 (0.05)

Table BSP.A2.3. Runs with a prior for r with mean of 0.76.

Variable	Schaefer $\sigma=1$	$B_{MSY}/K=0.3$ $\sigma=1$	Schaefer Catch wt	$B_{MSY}/K=0.3$ Catch wt	Schaefer $\sigma=0.2$	$B_{MSY}/K=0.3$ $\sigma=0.2$	Schaefer Catch wt 0.2	$B_{MSY}/K=0.3$ Catch wt 0.2
K	354.38	430.57	365.42	430.94	354.40	430.90	162.73	237.20
(1000)	(0.72)	(0.60)	(0.70)	(0.60)	(0.72)	(0.60)	(0.97)	(0.87)
	0.79		0.80		0.79		0.71	
r	(0.39)	0.84 (0.37)	(0.39)	0.84 (0.46)	(0.39)	0.84 (0.37)	(0.27)	1.08 (0.27)
MSY	67.72	50.91	70.30	50.28	67.70	50.91	28.45	34.32
(1000)	(0.85)	(0.69)	(0.84)	(0.76)	(0.85)	(0.69)	(1.14)	(0.82)
Bcur	335.86	377.68	346.93	372.96	335.87	377.97	141.01	198.12
(1000)	(0.76)	(0.67)	(0.74)	(0.68)	(0.76)	(0.67)	(1.13)	(1.02)
Binit	349.32	421.82	360.11	422.15	349.40	422.39	160.43	234.08
(1000)	(0.73)	(0.60)	(0.71)	(0.60)	(0.73)	(0.60)	(0.98)	(0.87)
Bcur/	0.93		0.93		0.93		0.83	
Binit	(0.13)	0.86 (0.21)	(0.13)	0.84 (0.23)	(0.13)	0.86 (0.21)	(0.14)	0.78 (0.21)
Ccur/	0.30		0.29		0.30		0.57	
MSY	(0.69)	0.32 (0.58)	(0.71)	0.34 (0.60)	(0.69)	0.32 (0.58)	(0.35)	0.45 (0.41)
Bcur/	1.82		1.83		1.82		1.62	
Bmsy	(0.08)	2.78 (0.14)	(0.08)	2.74 (0.16)	(0.08)	2.78 (0.14)	(0.09)	2.56 (0.14)
Fcur/	0.17		0.17		0.17		0.37	
Fmsy	(0.80)	0.13 (0.77)	(0.85)	0.15 (0.87)	(0.80)	0.13 (0.77)	(0.39)	0.19 (0.52)

Table BSP.A2.4. Runs with Schaefer model and equal weighting, varying start year.

Variable	1950 $\sigma=1$	1965 $\sigma=1$	1987 $\sigma=1$	1950 $\sigma=0.2$	1965 $\sigma=0.2$	1987 $\sigma=0.2$
K (1000)	415.75 (0.62)	621.70 (0.77)	644.54 (0.76)	215.92 (0.89)	288.17 (1.21)	330.03 (1.01)
r	0.52 (0.46)	0.51 (0.47)	0.52 (0.48)	0.59 (0.30)	0.58 (0.32)	0.43 (0.48)
MSY (1000)	50.43 (0.78)	74.61 (0.96)	77.93 (0.94)	27.97 (0.88)	35.71 (1.24)	29.82 (1.19)
Bcur (1000)	384.07 (0.66)	589.91 (0.81)	612.31 (0.80)	188.85 (1.01)	260.46 (1.32)	281.78 (1.16)
Binit (1000)	407.41 (0.62)	550.35 (0.79)	552.44 (0.80)	212.36 (0.90)	257.69 (1.20)	245.14 (1.21)
Bcur/Binit	0.92 (0.16)	1.10 (0.37)	1.14 (0.25)	0.84 (0.15)	0.99 (0.38)	1.18 (0.10)
Ccur/MSY	0.34 (0.59)	0.29 (0.72)	0.28 (0.73)	0.54 (0.36)	0.51 (0.42)	0.55 (0.36)
Bcur/Bmsy	1.78 (0.09)	1.82 (0.09)	1.82 (0.09)	1.64 (0.09)	1.66 (0.10)	1.59 (0.12)
Fcur/Fmsy	0.21 (0.71)	0.17 (0.85)	0.17 (0.87)	0.34 (0.41)	0.33 (0.48)	0.36 (0.43)

Table BSP.A2.5. Means and CVs of parameters estimated from post model pre data (PMPD) diagnostic runs and runs with uninformative priors.

Variable	PMPD: Schaefer	PMPD: $B_{MSY}/K=0.3$	Schaefer $\sigma=1$	$B_{MSY}/K=0.3$ $\sigma=1$	Schaefer Catch weighting, not scaled	$B_{MSY}/K=0.3$ Catch weighting, not scaled
K (1000)	417.36 (0.61)	482.76 (0.52)	573.57 (0.61)	624.71 (0.60)	573.16 (0.60)	628.19 (0.60)
r	0.51 (0.48)	0.51 (0.48)	2.44 (0.59)	2.31 (0.60)	2.45 (0.59)	2.28 (0.62)
MSY (1000)	50.00 (0.79)	34.61 (0.70)	317.27 (0.84)	187.58 (0.80)	317.68 (0.84)	185.95 (0.81)
Bcur (1000)	382.13 (0.67)	380.11 (0.66)	559.00 (0.60)	588.14 (0.60)	557.50 (0.60)	587.07 (0.60)
Binit (1000)	409.38 (0.61)	468.95 (0.51)	452.66 (0.59)	453.79 (0.59)	454.38 (0.59)	455.73 (0.59)
Bcur/Binit	0.90 (0.19)	0.76 (0.31)	1.41 (0.78)	1.49 (0.73)	1.39 (0.76)	1.48 (0.72)
Ccur/MSY	0.36 (0.63)	0.47 (0.55)	0.10 (1.37)	0.14 (1.10)	0.11 (1.52)	0.15 (1.34)
Bcur/Bmsy	1.75 (0.14)	2.45 (0.25)	1.94 (0.05)	3.14 (0.09)	1.94 (0.07)	3.12 (0.11)
Fcur/Fmsy	0.26 (2.45)	0.29 (2.57)	0.06 (1.80)	0.05 (1.54)	0.06 (2.52)	0.06 (2.41)

Table BSP.A2.6. Means and CVs for Schaefer model fits by series, with informative priors.

Variable	MoGN	SpLL	SiLL	SiGN	GrLL	LiLL
K (1000)	463.29 (0.55)	315.17 (0.77)	424.82 (0.60)	414.03 (0.62)	453.80 (0.55)	362.10 (0.73)
r	0.52 (0.48)	0.54 (0.41)	0.51 (0.47)	0.53 (0.46)	0.49 (0.48)	0.58 (0.47)
MSY (1000)	56.53 (0.73)	38.26 (0.89)	51.27 (0.77)	51.01 (0.77)	53.51 (0.76)	45.22 (0.83)
Bcur (1000)	431.05 (0.59)	284.21 (0.85)	392.04 (0.65)	383.10 (0.66)	419.14 (0.60)	333.33 (0.78)
Binit (1000)	453.80 (0.55)	309.47 (0.78)	416.46 (0.60)	405.90 (0.62)	444.58 (0.56)	355.16 (0.73)
Bcur/Binit	0.93 (0.16)	0.87 (0.17)	0.92 (0.17)	0.92 (0.16)	0.92 (0.16)	0.90 (0.16)
Ccur/MSY	0.30 (0.62)	0.45 (0.50)	0.34 (0.61)	0.34 (0.59)	0.33 (0.62)	0.39 (0.56)
Bcur/Bmsy	1.81 (0.09)	1.69 (0.11)	1.78 (0.10)	1.79 (0.09)	1.79 (0.10)	1.75 (0.10)
Fcur/Fmsy	0.18 (0.78)	0.29 (0.59)	0.21 (0.82)	0.20 (1.05)	0.20 (0.76)	0.24 (0.66)

Table BSP.A2.7. Means and CVs for Schaefer model fits by series, with uninformative priors.

Variable	MoGN	SpLL	SiLL	SiGN	GrLL	LiLL
K (1000)	583.72 (0.59)	549.54 (0.66)	575.82 (0.60)	564.00 (0.62)	596.75 (0.57)	524.64 (0.73)
r	2.50 (0.58)	2.33 (0.63)	2.46 (0.59)	2.44 (0.59)	2.45 (0.60)	2.47 (0.60)
MSY (1000)	328.91 (0.81)	291.07 (0.91)	319.98 (0.84)	311.26 (0.86)	330.64 (0.81)	282.88 (0.95)
Bcur (1000)	569.35 (0.58)	531.66 (0.65)	560.82 (0.60)	549.25 (0.62)	581.18 (0.56)	507.70 (0.71)
Binit (1000)	464.61 (0.57)	424.28 (0.64)	455.59 (0.59)	445.21 (0.61)	472.71 (0.56)	405.34 (0.70)
Bcur/Binit	1.39 (0.76)	1.45 (0.80)	1.40 (0.76)	1.40 (0.78)	1.40 (0.75)	1.41 (0.87)
Ccur/MSY	0.09 (1.48)	0.13 (1.32)	0.10 (1.47)	0.11 (1.41)	0.10 (1.51)	0.16 (1.36)
Bcur/Bmsy	1.94 (0.06)	1.92 (0.07)	1.94 (0.06)	1.94 (0.06)	1.94 (0.06)	1.90 (0.09)
Fcur/Fmsy	0.05 (2.29)	0.07 (1.53)	0.06 (2.23)	0.06 (3.04)	0.06 (2.36)	0.10 (1.58)

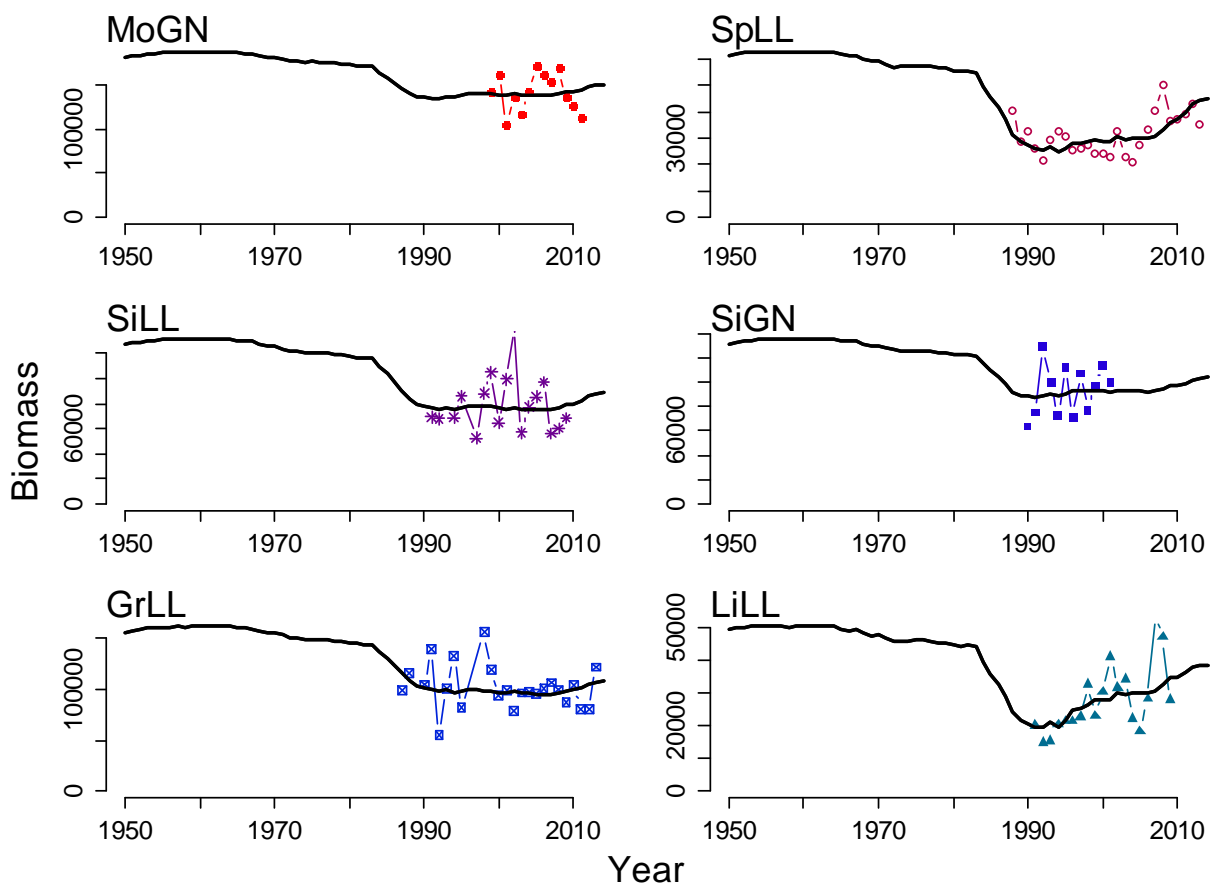


Figure BSP 4. Fits of the Schaefer model to each individual series at the mode.

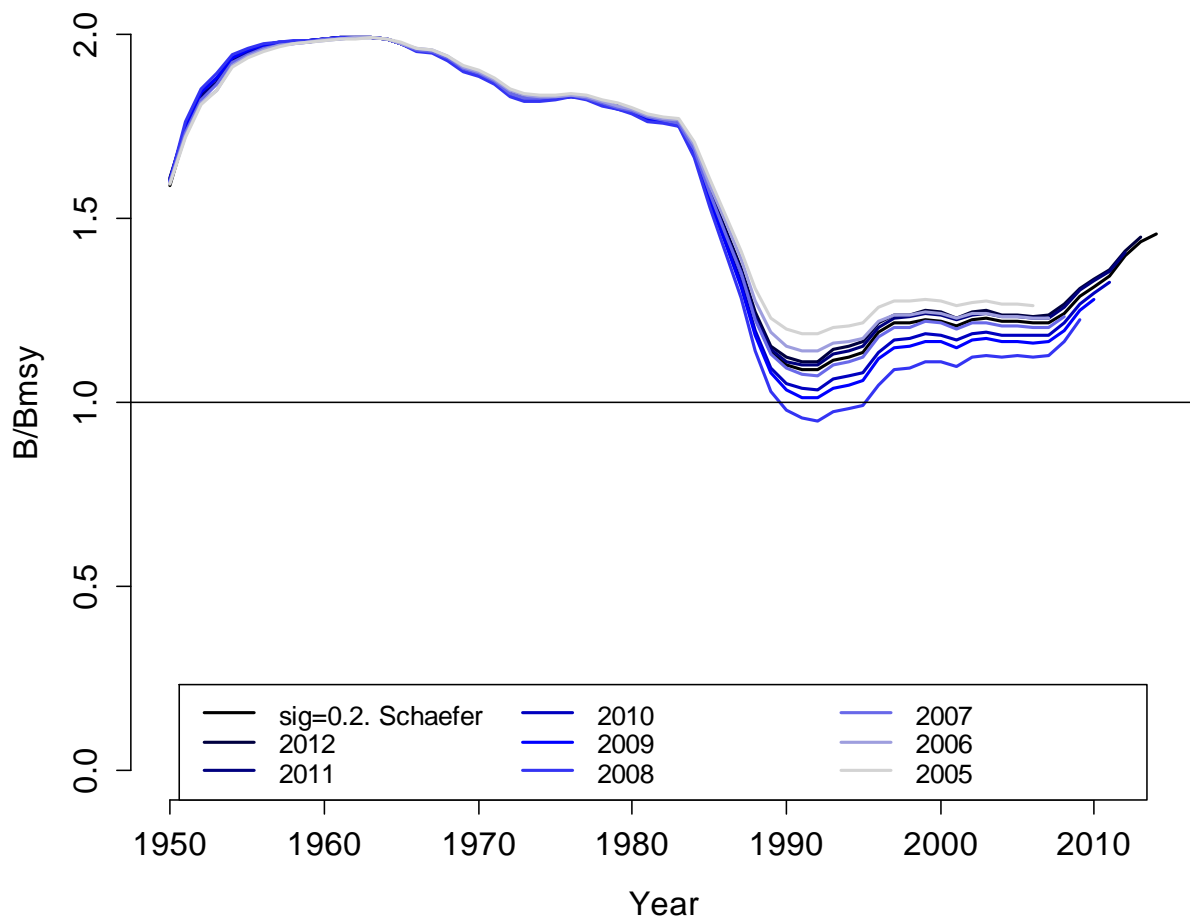


Figure BSP 5. Retrospective analysis with Schaefer model, equal $\sigma = 0.2$.

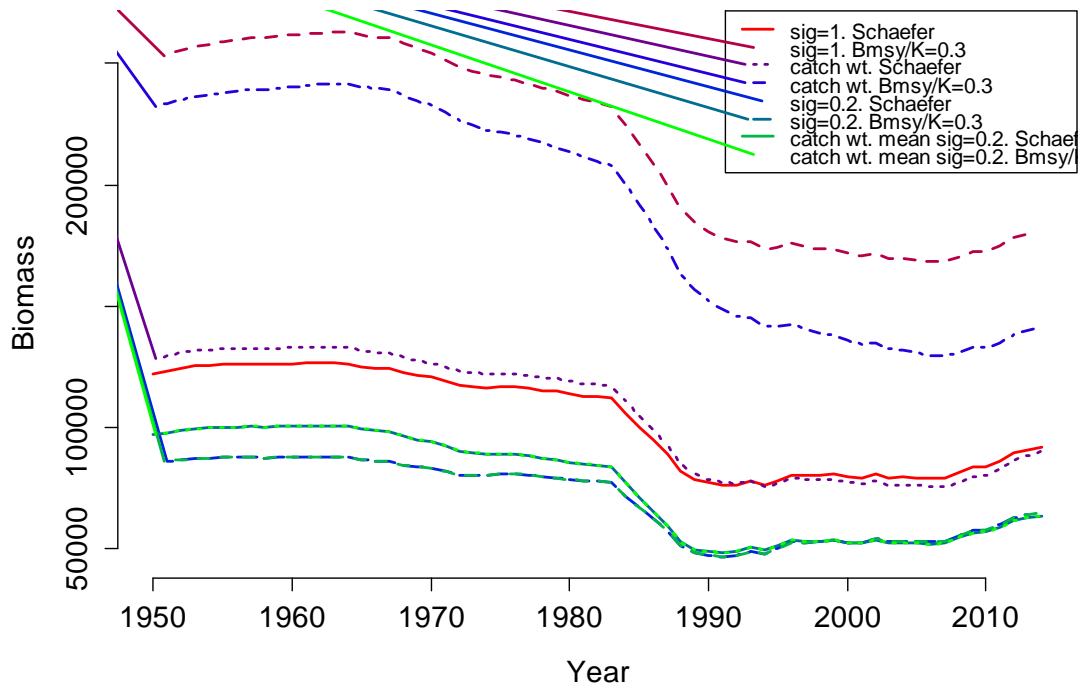


Figure BSP.A2.1. Fits at the mode of the posterior for the eight base case runs.

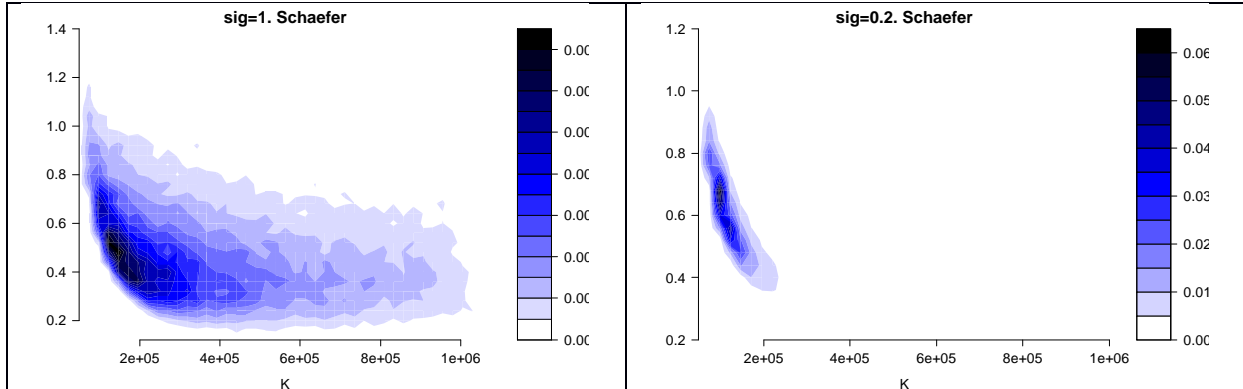


Figure BSP.A2.2. Joint posterior of r and K for run with equal weighting $\sigma=1$, and equal weighting $\sigma=0.2$.

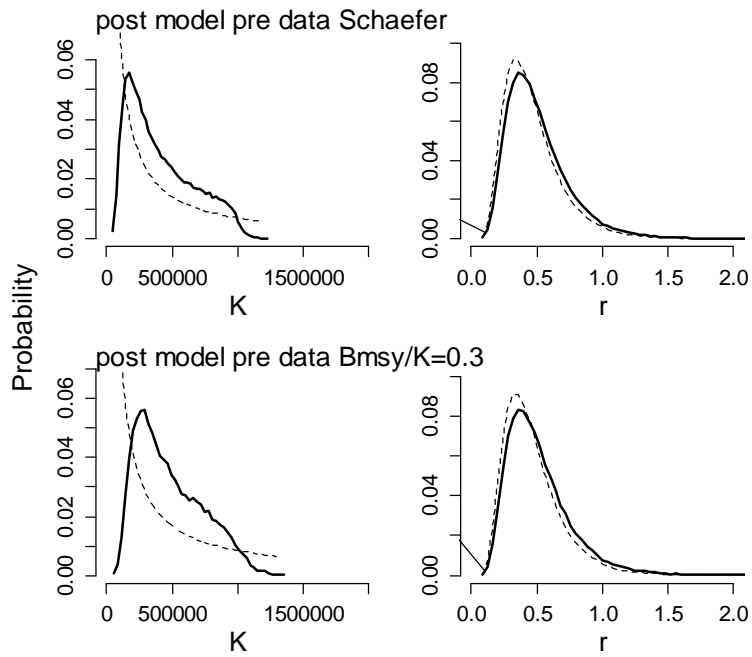


Figure BSP.A2.3. Priors (dashed) and posteriors (solid lines) for the post model pre data runs.

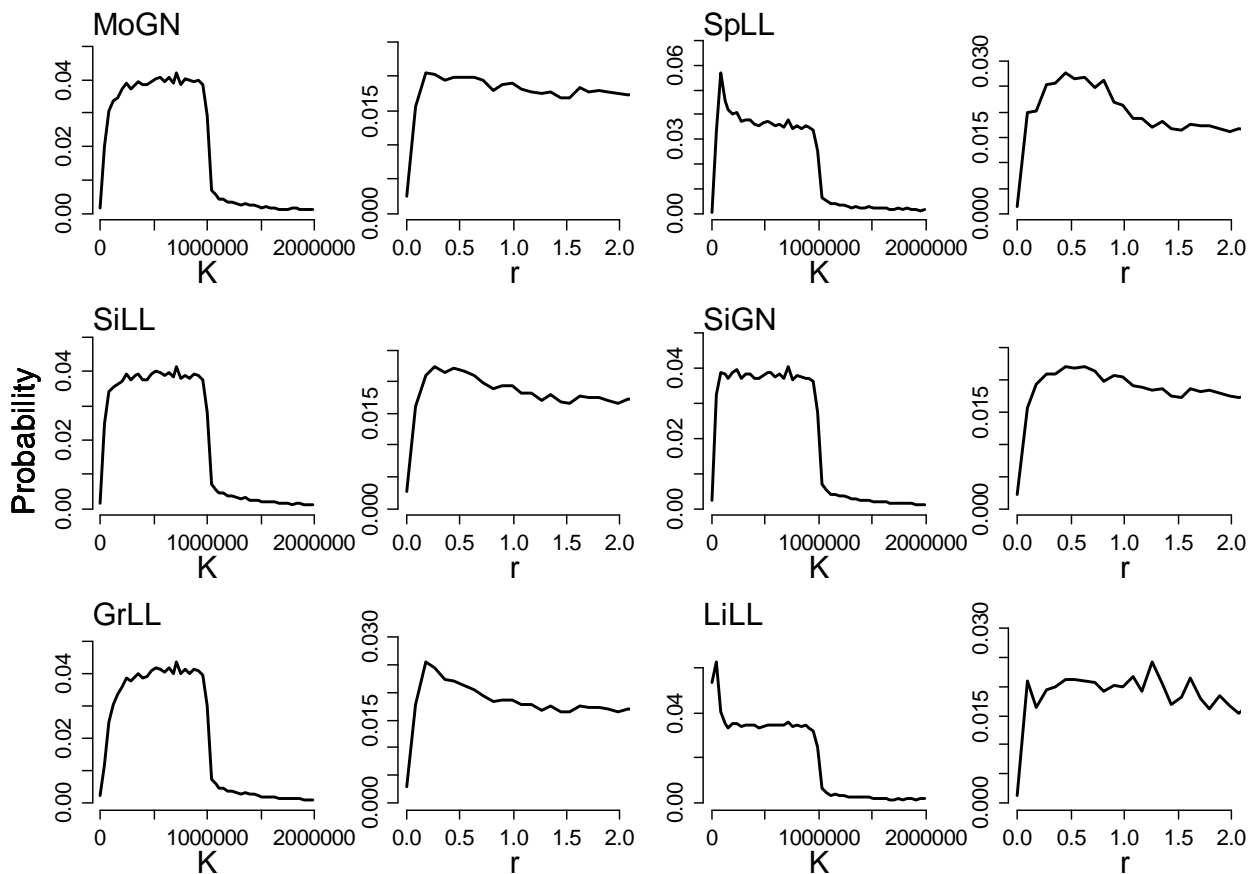


Figure BSP.A2.4. Individual series posteriors of K and r with uninformative priors.

DETAILS OF ASPIC MODEL FIT

Table A6.1 Input parameters and data for the SPM Aspic vr. 5.34 NFT. (values of -9999 indicate no data).

```

BOT ## Run type (FIT, BOT, or IRF)
"SWOMed R1"
LOGISTIC YLD LAV
2 ## Verbosity
500 50 ## Number of bootstrap trials, <= 1000
1 100 ## 0=no MC search, 1=search, 2=repeated srch; N trials
1.0000E-08 ## Convergence crit. for simplex
3.0000E-08 8 ## Convergence crit. for restarts, N restarts
1.0000E-04 12 ## Conv. crit. for F; N steps/yr for gen. model
8.0000 ## Maximum F when cond. on yield
5.0 ## Stat weight for B1>K as residual (usually 0 or 1)
6 ## Number of fisheries (data series) ## IonLL index sensitivity analysis only
1.0000E+00 1.0 1.0 1.0 1.0 ## Statistical weights for data series
1.0 ## B1/K (starting guess, usually 0 to 1)
15000 ## MSY (starting guess)
150000 ## K (carrying capacity) (starting guess)
8.2090E-04 1.2652E-03 1.6188E-03 1.7263E-04 1.7673E-03 1.7404E-03 ## q (startingguesses -- 1 per
data series)
1 1 1 1 1 1 1 1 1 ## Estimate flags (0 or 1) (B1/K,MSY,K,ql...qn)
1000 100000 ## Min and max constraints -- MSY
10000 1e6 ## Min and max constraints -- K
64 ## Random number seed
64 ## Number of years of data in each series
YearC Catch MorGN SpaLL SicLL SicGN GrcLL LigLL IonLL
1950 586 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999
1951 580 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999
1952 337 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999
1953 394.5 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999
1954 452 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999
1955 340 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999
1956 393 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999
1957 250.4 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999
1958 914 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999
1959 200 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999
1960 112 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999
1961 206 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999
1962 300 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999
1963 318 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999
1964 394 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999
1965 1760 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999
1966 1752 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999
1967 1317 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999
1968 3440 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999
1969 3723 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999
1970 3341 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999
1971 4975 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999
1972 5973.007 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999
1973 4808.936 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999
1974 5043.467 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999
1975 4313.856 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999
1976 4637 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999
1977 5284.572 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999
1978 5966 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999
1979 5547 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999
1980 6579 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999
1981 6814.022 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999
1982 6343 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999
1983 6896.376 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999
1984 13665.58 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999
1985 15291.96 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999
1986 16764.86 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999
1987 18319.98 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999 -9999
1988 20365.38 -9999 116.701 -9999 -9999 120.9423 -9999 -9999
1989 17761.89 -9999 82.344 -9999 -9999 142.575 -9999 -9999
1990 16017.5 -9999 92.912 -9999 8.31 128.7304 -9999 -9999
1991 15746.28 -9999 75.485 100.285 9.8 170.0798 88.46734 -9999
1992 14709.42 -9999 61.071 98.51493 16.87 68.38899 66.10005 -9999
1993 13264.87 -9999 84.072 -9999 13.04 123.1497 68.76332 -9999
1994 16082.21 -9999 93.686 99.4544 9.49 162.7566 90.59594 -9999
1995 13014.81 -9999 87.992 124.1921 14.65 99.92296 94.61741 -9999
1996 12052.81 -9999 72.728 -9999 9.33 -9999 94.34434 -9999
1997 14693.35 -9999 74.227 75.91722 14.04 -9999 101.069 -9999
1998 14368.87 -9999 77.946 127.6296 10.12 191.5122 144.937 -9999
1999 13698.64 -9999 58.256 69.918 151.4978 12.71 145.9855 101.896 -9999
2000 15568.79 -9999 66.671 69.501 93.34962 14.92 114.6219 134.6806 -9999
2001 15006.07 -9999 43.149 65.045 143.9597 13.06 120.4906 181.6245 -9999
2002 12814.04 -9999 56.034 92.961 204.8379 -9999 96.95627 140.3248 -9999
2003 15674.09 -9999 48.181 65.762 82.2238 -9999 118.1779 152.2781 -9999
2004 14404.92 -9999 58.411 59.098 111.1854 -9999 119.1237 98.85779 -9999
2005 14600.07 -9999 70.678 78.227 123.2123 -9999 116.7176 80.80129 -9999
2006 14892.95 -9999 66.164 94.817 140.6214 -9999 123.5422 125.0479 -9999
2007 14226.84 -9999 63.163 115.585 81.06036 -9999 130.5446 239.9992 -9999
2008 12163.83 -9999 69.178 144.123 86.95149 -9999 122.5142 208.1756 -9999
2009 11839.52 -9999 55.582 105.439 99.11803 -9999 106.6394 123.3873 -9999
2010 13429.68 -9999 51.887 107.044 -9999 -9999 126.6964 -9999 -9999
2011 11422.75 -9999 46.505 111.983 -9999 -9999 98.78521 -9999 -9999
2012 9888.418 -9999 124.302 -9999 -9999 98.01572 -9999 -9999
2013 11253.84 -9999 100.708 -9999 -9999 149.3422 -9999 -9999

```

Table A6. 2. Sensitivity runs developed with the SP Aspic model.

Run	Catch period	Indices	Pars Estim	Notes
R1	1950	2013	6, Avg Year LAV	Est catch for 1953 = interpolate(1952,54)
R2	1950	2013	6, Avg Year 5* rem - All, SSQ	Same as R1 but using Sum of Squares for fitting.
R3	1950	2013	1 LAV	Jackknife Removal 1 index at the time
R4	1950	2013	6, Avg Year LAV	Different initial values for B0/K: 0.5, 1.0, 1.5
R5	1950	2013	6, Avg Year LAV	Fox model with data as R1
R6	1950	2013	6, Avg Year LAV	Generalized model using R1 inputs
R7	1950	2013	6, Avg Year LAV	Retrospective 1 to 6 years removed: 2013 - 2008.
R8	1980	2013	7, Avg Year LAV	Change start year to 1980.
R9	1950	2013	Year LAV	Add Historic Nominal CPUE DeMetroio et al. 1999 SCRS

Table A6. 3. Fit and diagnostic results run 1 SP Aspic model.

```

SWoMed R1
ASPIC -- A Surplus-Production Model Including Covariates (Ver. 5.34)
Author: Michael H. Prager; NOAA Center for Coastal Fisheries and Habitat Research
        101 Pivers Island Road; Beaufort, North Carolina 28516 USA
        Mike.Prager@noaa.gov
Reference: Prager, M. H. 1994. A suite of extensions to a nonequilibrium surplus-production model. Fishery Bulletin 92: 374-389.
CONTROL PARAMETERS (FROM INPUT FILE)
Operation of ASPIC: Fit logistic (Schaefer) model by direct optimization with bootstrap.
Number of years analyzed: 64
Number of data series: 6
Objective function: Least absolute values
Relative conv. criterion (simplex): 1.000E-08
Relative conv. criterion (restart): 3.000E-08
Relative conv. criterion (effort): 1.000E-04
Maximum F allowed in Fitting: 8.000
Input file: c:\...auricio\desktop\scrs_2014\swomed\aspic\r1\swomedr1.inp
Number of bootstrap trials: 500
Bounds on MSY (min, max): 1.000E+03 1.000E+05
Bounds on K (min, max): 1.000E+04 1.000E+06
Monte Carlo search mode, trials: 1 100
Random number seed: 64
Identical convergences required in fitting: 8
PROGRAM STATUS INFORMATION (NON-BOOTSTRAPPED ANALYSIS)
Normal convergence
WARNING: Negative correlations detected between some indices. A fundamental assumption of ASPIC is that all indices represent the abundance of the stock. That assumption should be checked.
CORRELATION AMONG INPUT SERIES EXPRESSED AS CPUE (NUMBER OF PAIRWISE OBSERVATIONS BELOW)
1 MorGN | 1.000
        | 13
2 SpaLL | 0.236 1.000
        | 13 26
3 SciLL | -0.208 -0.122 1.000
        | 11 17 17
4 SciGN | 0.672 -0.550 -0.149 1.000
        | 3 12 9 12
5 GrcLL | 0.231 -0.028 -0.073 -0.798 1.000
        | 13 23 16 10 24
6 LigLL | -0.105 0.557 -0.098 -0.089 0.092 1.000
        | 11 19 17 11 17 19
        | 1 2 3 4 5 6
GOODNESS-OF-FIT AND WEIGHTING (NON-BOOTSTRAPPED ANALYSIS)
Weighted Loss component number and title | Current Inv. var. | R-squared LAV | N | MSE | weight | weight | in CPUE
Loss(-1) LAV in yield | 0.000E+00 | 0.000E+00 | 1 | N/A | 5.000E+00 | N/A | -0.498
Loss(0) Penalty for B1 > K | 0.000E+00 | 0.000E+00 | 1 | N/A | 1.000E+00 | N/A | 0.242
Loss(1) MorGN | 1.951E+00 | 13 | N/A | 1.000E+00 | N/A | -0.057
Loss(2) SpaLL | 4.270E+00 | 26 | N/A | 1.000E+00 | N/A | -0.070
Loss(3) SciLL | 3.668E+00 | 17 | N/A | 1.000E+00 | N/A | -0.547
Loss(4) SciGN | 2.196E+00 | 12 | N/A | 1.000E+00 | N/A | 0.057
Loss(5) GrcLL | 4.340E+00 | 24 | N/A | 1.000E+00 | N/A | 
Loss(6) LigLL | 4.316E+00 | 19 | N/A | 1.000E+00 | N/A | 
TOTAL OBJECTIVE FUNCTION: 2.07411705E+01
Estimated contrast index (ideal = 1.0): 0.5396
Estimated nearness index (ideal = 1.0): 1.0000
C* = (Bmax-Bmin)/K
N* = 1 - |min(B-Bmsy)|/K
    
```

Table A6. 4. Estimated bootstrapped parameters run 1 SP Aspic model.

ESTIMATES FROM BOOTSTRAPPED ANALYSIS									
Estimated Param name	Estimated Point estimate	Bias-corrected approximate confidence limits			Inter-		quartile range	Relative IQ range	
		bias in pt estimate	relative bias	80% lower	80% upper	50% lower			50% upper
B1/K	8.670E-01	5.531E-04	0.06%	8.510E-01	8.961E-01	8.605E-01	8.784E-01	1.798E-02	0.021
K	6.829E+04	-1.817E+03	-2.66%	6.035E+04	8.495E+04	6.628E+04	7.516E+04	8.873E+03	0.130
q(1)	1.504E-03	6.925E-05	4.60%	1.177E-03	1.763E-03	1.335E-03	1.595E-03	2.602E-04	0.173
q(2)	2.399E-03	1.218E-04	5.08%	1.885E-03	2.811E-03	2.149E-03	2.553E-03	4.038E-04	0.168
q(3)	3.147E-03	1.791E-04	5.69%	2.315E-03	3.682E-03	2.684E-03	3.296E-03	6.118E-04	0.194
q(4)	3.365E-04	1.745E-05	5.19%	2.574E-04	4.094E-04	2.912E-04	3.673E-04	7.607E-05	0.226
q(5)	3.026E-03	1.485E-04	4.91%	2.236E-03	3.470E-03	2.642E-03	3.181E-03	5.383E-04	0.178
q(6)	2.866E-03	1.496E-04	5.22%	2.147E-03	3.411E-03	2.533E-03	3.051E-03	5.174E-04	0.181
MSY	1.501E+04	2.089E+02	1.39%	1.469E+04	1.543E+04	1.481E+04	1.514E+04	3.257E+02	0.022
Ye(2014)	1.139E+04	-3.737E+01	-0.31%	1.151E+04	1.244E+04	1.174E+04	1.215E+04	4.134E+02	0.035
Yc.(Fmsy)	1.139E+04	-8.180E+00	-0.07%	1.131E+04	1.150E+04	1.136E+04	1.144E+04	8.352E+01	0.007
Bmsy	3.415E+04	-9.085E+02	-2.66%	3.017E+04	4.248E+04	3.314E+04	3.758E+04	4.437E+03	0.130
Fmsy	4.395E-01	3.023E-02	6.88%	3.534E-01	5.020E-01	3.925E-01	4.519E-01	5.937E-02	0.135
fmsy(1)	2.922E+02	9.064E+00	3.10%	2.392E+02	3.405E+02	2.679E+02	3.090E+02	4.107E+01	0.141
fmsy(2)	1.832E+02	4.728E+00	2.61%	1.571E+02	2.113E+02	1.722E+02	1.945E+02	2.234E+01	0.122
fmsy(3)	1.396E+02	3.006E+00	2.15%	1.195E+02	1.682E+02	1.306E+02	1.529E+02	2.232E+01	0.160
fmsy(4)	1.306E+03	4.218E+01	3.23%	1.088E+03	1.547E+03	1.186E+03	1.395E+03	2.097E+02	0.161
fmsy(5)	1.452E+02	3.710E+00	2.53%	1.259E+02	1.647E+02	1.364E+02	1.531E+02	1.668E+01	0.115
fmsy(6)	1.534E+02	4.059E+00	2.65%	1.293E+02	1.784E+02	1.438E+02	1.642E+02	2.236E+01	0.146
B./Bmsy	1.455E+00	1.031E-02	0.71%	1.392E+00	1.506E+00	1.422E+00	1.474E+00	5.288E-02	0.036
F./Fmsy	5.189E-01	-9.230E-03	-1.78%	4.849E-01	5.595E-01	5.067E-01	5.394E-01	3.277E-02	0.063
Ye./MSY	7.926E-01	-1.187E-02	-1.50%	7.440E-01	8.455E-01	7.750E-01	8.223E-01	4.729E-02	0.060
q2/q1	1.595E+00	1.301E-02	0.82%	1.409E+00	1.763E+00	1.510E+00	1.653E+00	1.438E-01	0.090
q3/q1	2.092E+00	2.952E-02	1.41%	1.839E+00	2.357E+00	1.970E+00	2.200E+00	2.306E-01	0.110
q4/q1	2.237E-01	1.551E-03	0.69%	1.954E-01	2.608E-01	2.104E-01	2.437E-01	3.330E-02	0.149
q5/q1	2.012E+00	1.440E-02	0.72%	1.721E+00	2.195E+00	1.897E+00	2.072E+00	1.750E-01	0.087
q6/q1	1.905E+00	1.741E-02	0.91%	1.675E+00	2.148E+00	1.808E+00	1.986E+00	1.774E-01	0.093
INFORMATION FOR REPAST (Prager, Porch, Shertzer, & Caddy. 2003. NAJFM 23: 349-361)									
Unitless limit reference point in F (Fmsy/F.):				1.927					
CV of above (from bootstrap distribution):				0.7291E-01					

Table A6. 5. Comparison of estimated shape surplus model function for SWO-Med.

COMPARISON OF LOGISTIC AND GENERALIZED MODELS									
Model	Code	Exponent	Bmsy/K	B1/K	MSY	K	q1	Objective fn.	AIC_c
L	0	2.00	0.500	1.000E+00	1.501E+04	6.829E+04	1.504E-03	2.07412E+01	-1.68781E+02
G	0	2.03	0.503	1.000E+00	1.501E+04	6.891E+04	1.486E-03	2.07371E+01	-1.66432E+02
COMPARISON OF LOGISTIC AND FOX MODELS									
Model	Code	Exponent	Bmsy/K	B1/K	MSY	K	q1	Objective fn.	
L	0	2.00	0.500	8.529E-01	1.501E+04	6.829E+04	1.504E-03	2.07412E+01	
F	0	1.00	0.368	8.608E-01	1.553E+04	7.897E+04	1.433E-03	2.09409E+01	
NOTE: Following report describes Fox model w/ adjusted bounds: MSY(1.88E+03, 1.20E+05), K(1.42E+02, 3.28E+07)									

Table A6. 6. SWO-Med estimated parameters for retrospective analysis SP Aspic model when removing last year of data.

Run	Term Yr	MSY	Bmsy	Fmsy	r
M0	2013	15,010	34,150	0.440	0.879
M1	2012	15,000	33,940	0.442	0.884
M2	2011	15,000	33,940	0.442	0.884
M3	2010	14,880	34,610	0.430	0.86
M4	2009	14,750	34,740	0.425	0.849
M5	2008	15,020	28,540	0.526	1.0528
M6	2007	15,620	65,220	0.240	0.479

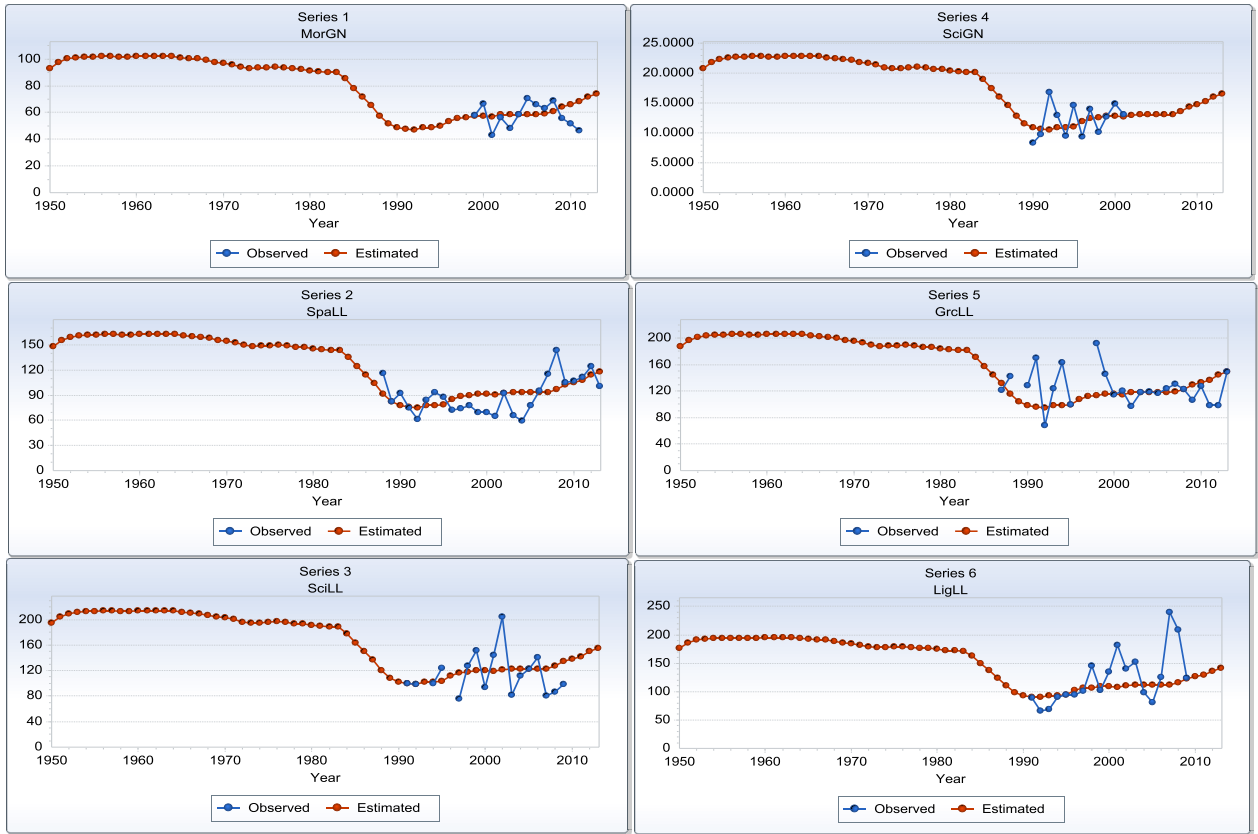


Figure A6.1. SWO-Med SPM Aspic run 1 fit to indices of abundance series.

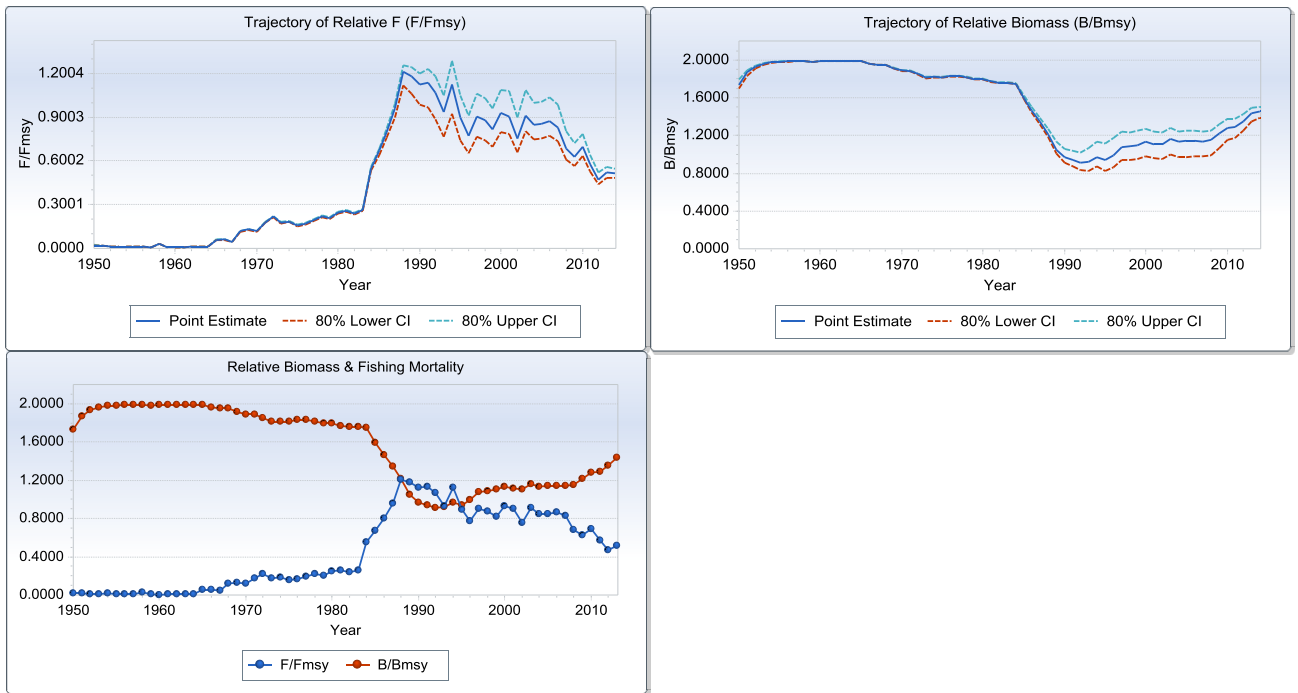


Figure A6. 2. SWO-Med SPM Aspic run 1 estimated relative biomass and fishing mortality trends.

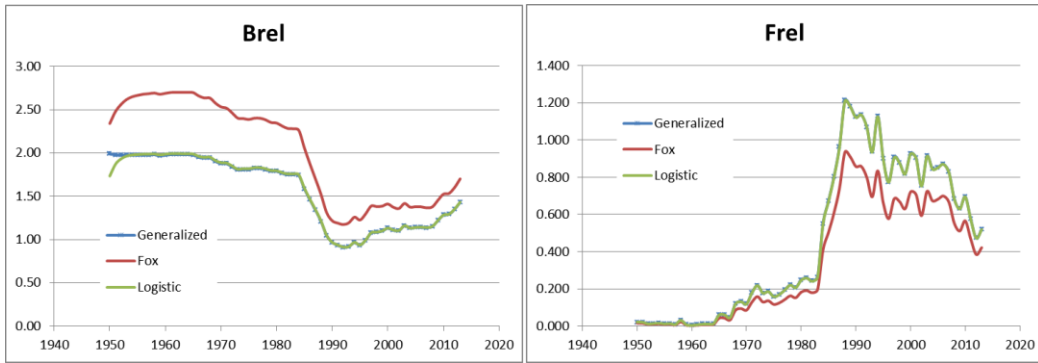


Figure A6. 3. SWO-Med relative biomass and fishing mortality trends estimated by SPM Aspic with different assumptions of the surplus shape parameter.

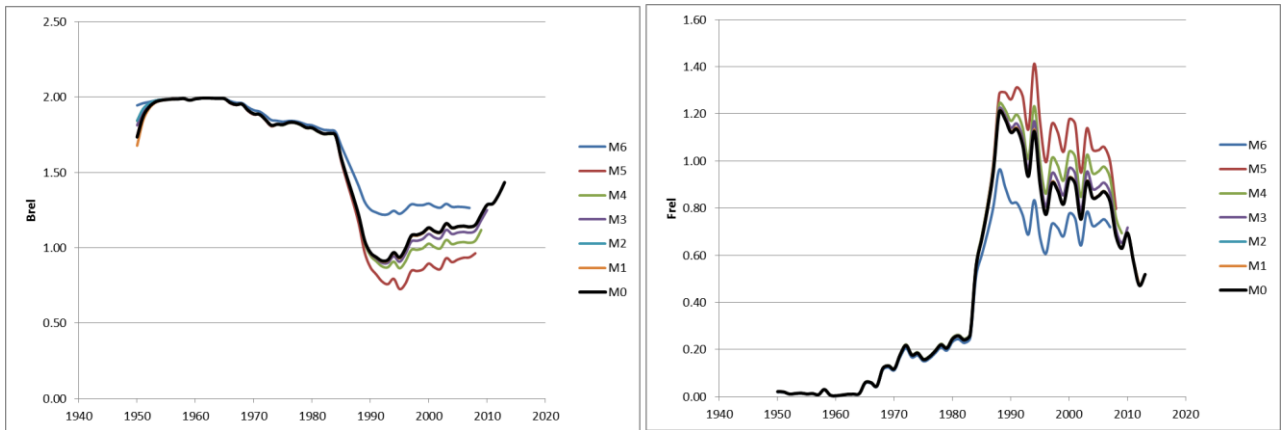


Figure A6. 4. SWO-Med estimated trends of relative biomass (left) and fishing mortality from the retrospective analysis, by removing last year data from 2007 (M6) to 2013(M0).

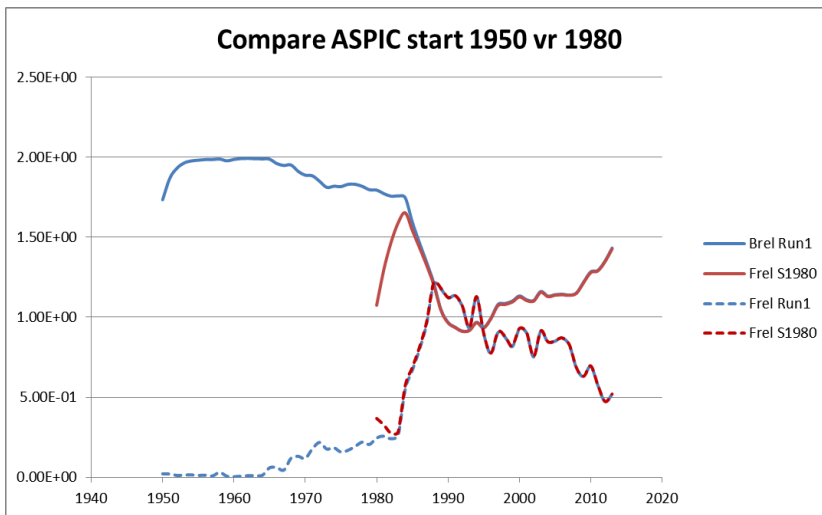


Figure A6. 5. SWO-Med comparison of the relative biomass and fishing mortality trends for SPM Aspic models starting with catch data in 1950 (run 1), or catch data in 1980(S1980).

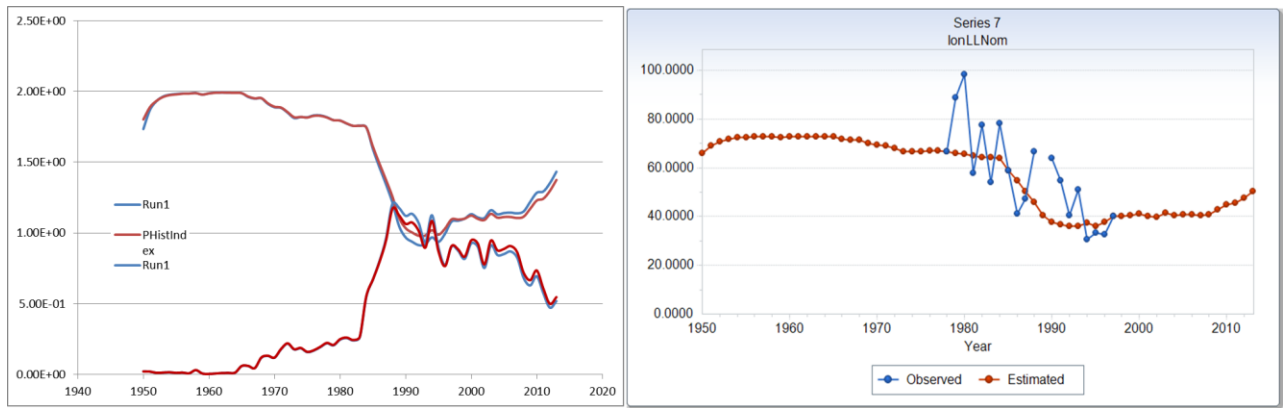


Figure A6.6. SWO-Med comparison of relative biomass and fishing mortality trends (left) and index fit for the SPM Aspisc run when introduced the nominal Ionian longline index (De Metrio *et al.* 1999) in the run 1.

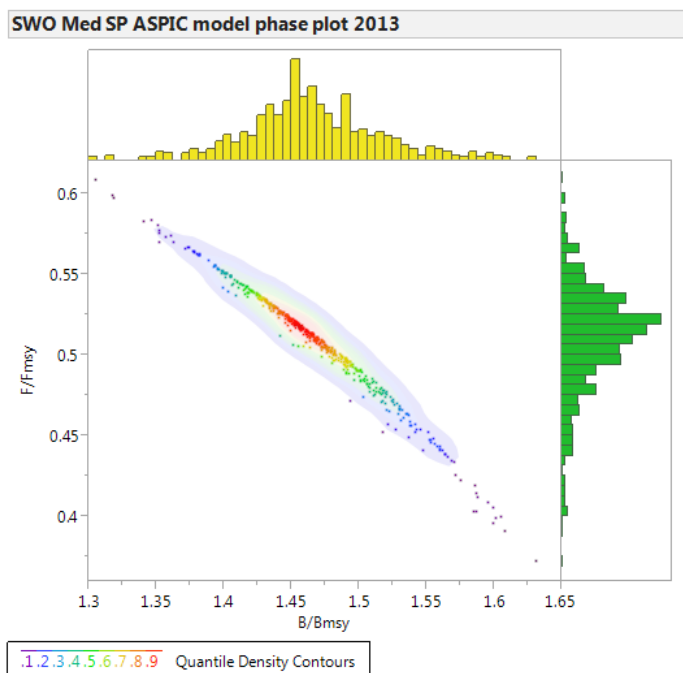


Figure A6.7. SWO-Med estimated relative stock status as of 2013 from bootstrapped SP Aspisc run 1 model. The marginal histograms display distribution of 500 boots, point colors and shade indicate the quantile density of the bivariate results.